

UN MODELO DE VALORACIÓN INTERTEMPORAL DE ACTIVOS SIN CONSUMO: ANÁLISIS EMPÍRICO PARA EL MERCADO ESPAÑOL DE VALORES*

Belén Nieto**

WP-EC 2001-02

Correspondencia a Belén Nieto, Dpto. Economía Financiera, Universidad de Alicante, Campus de San Vicente del Raspeig, 03071 Alicante, e-mail: Belen.Nieto @ua.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Enero 2001

Depósito Legal: V-519-2001

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

* Este trabajo forma parte de la tesis doctoral que actualmente estoy realizando bajo la dirección de Gonzalo Rubio. Quiero hacer constar mi agradecimiento a Rosa Rodríguez, Ángel León y Juan Mora por su ayuda y generosa atención. También agradezco a los valiosos comentarios de Carmen Ansótegui en el VIII Foro de Finanzas.

** Universidad de Alicante.

UN MODELO DE VALORACIÓN INTERTEMPORAL DE ACTIVOS SIN CONSUMO: ANÁLISIS EMPÍRICO PARA EL MERCADO ESPAÑOL DE VALORES

Belén Nieto

RESUMEN

Este trabajo evalúa empíricamente un modelo de valoración de activos factorial basado en el propuesto por Campbell (1993) para los datos del mercado bursátil español. Debido a la aproximación logarítmico-lineal que el autor hace para la restricción presupuestaria, surge un modelo que no necesita datos de consumo en el que los factores que pretenden explicar las variaciones de la rentabilidad de diez carteras de tamaño son la rentabilidad de un índice del mercado, en primer lugar, y variables que sean capaces de predecir la rentabilidad futura. Dada la importancia de esta característica, la primera parte del trabajo se encarga del análisis del poder de predicción de las variables que después constituirán los factores del modelo. Estas variables son: la rentabilidad de los dividendos, el cociente entre el valor contable y el valor de mercado, ambos agregados, y un término de estructura temporal de tipos de interés. Los resultados de ambas partes del trabajo son consistentes entre sí y concluyen que la rentabilidad de los dividendos y ratio valor contable-valor de mercado, cuando son consideradas conjuntamente, son significativas en la predicción y explicación de las rentabilidades.

Palabras clave: valoración intertemporal, variables de estados, predicción

ABSTRACT

This work makes an empirical evaluation for the Spanish market data of an asset pricing model based on the proposal of Campbell (1993). Due to the log-linear approximation to the budget constrain, the author obtains a model that does not need consumption data in which the factors that tries to explain the variations of expected returns of ten portfolios are the market return, in the first place, and variables that are able to predict the future returns. For that requirement, in the first part of the work, we make an analysis of the predictive ability of the variables that will constitute the model factors. These variables are: the aggregated dividend yield, the aggregated book-to-market ratio and the interest rate term structure. The results obtained in both parts of the work are consistent and suggest that dividend yield and book-to-market, when considered jointly, are relevant variables in the prediction and explanation of returns.

Keywords: Intertemporal evaluation, state variables, prediction

1. Introducción.

Durante las tres últimas décadas, buena parte de la investigación financiera se ha dedicado al estudio de modelos de valoración de activos con una doble finalidad: por un lado, analizar el comportamiento de sus precios y, por otro, intentar encontrar variables que contengan información sobre los mismos.

Fundamentado en la relación existente entre la rentabilidad esperada de un activo y su riesgo, surge el “*Capital Asset Pricing Model*” (Sharpe (1964) y Lintner (1965)), según el cual la rentabilidad que se espera obtener de un activo es proporcional a su covarianza con la rentabilidad de una cartera de referencia que representa al mercado. Su sencillez lo ha convertido en un modelo muy atractivo para la investigación, sin embargo, presenta una importante limitación: su carácter estático. En el empeño de salvar este inconveniente, comienza el estudio de modelos en un ámbito intertemporal con el denominado “*Intertemporal Capital Asset Pricing Model*” (Merton (1973)). En un contexto de negociación continua e intertemporal, y a partir de la maximización de la utilidad de esperada como función de la riqueza de un agente representativo con preferencias independientes en el tiempo y entre estados de la naturaleza, este modelo establece una relación lineal entre la rentabilidad esperada de un activo y las covarianzas de dicha rentabilidad con factores que describen el comportamiento intertemporal del conjunto de oportunidades de inversión y que están asociados a las demandas de cobertura que realiza dicho agente representativo. Breeden (1979) muestra que el modelo multi-beta de Merton colapsa a un modelo de una única beta que mide la covarianza entre la rentabilidad de los activos y la tasa de crecimiento del consumo agregado. Este modelo se conoce como el “*Consumption Capital Asset Pricing Model*”. Versiones en tiempo discreto de este modelo se deben a Rubinstein (1976), Lucas (1978) y a Hansen y Singleton (1982). Desafortunadamente, los resultados de las pruebas empíricas realizadas sobre el modelo estático (Black, Jensen y Scholes (1972), Fama y MacBeth (1973), Gibbons (1982), Shanken (1985) y Rubio (1988) entre otros), como sobre el modelo con consumo agregado en el contexto dinámico (Breeden (1979), Hansen y Singleton (1982), Rubio (1996) y Rodríguez (1998) entre otros) no son muy satisfactorios.

Entre los argumentos utilizados para explicar el deficitario comportamiento del modelo intertemporal con consumo agregado está su falta de realismo en el establecimiento de las preferencias. Así, suponer preferencias independientes implica que la valoración que un individuo hace del consumo en un periodo de tiempo y en un estado de la naturaleza no se ve influenciado por el consumo en otros momentos de tiempo o en otros estados. Epstein y Zin (1989) y Weil (1989) relajan el supuesto de funciones de utilidad independientes entre estados de la naturaleza, definiendo las preferencias de forma recursiva, a partir de las cuales obtienen

un modelo en el que la rentabilidad esperada de un activo es función tanto de la covarianza con la rentabilidad del mercado como de la covarianza con el crecimiento del consumo. Los resultados empíricos son algo mejores que los obtenidos con los modelos básicos, pero combinando estos dos factores de riesgo, la covarianza de la rentabilidad con el crecimiento del consumo deja de ser una variable significativa del modelo (Epstein y Zin (1991)).

El problema podría estar asimismo en el uso de datos de consumo agregados. Por un lado, son datos medidos con error y, por otro, se utiliza una variable agregada que puede ser una mala aproximación del consumo de los participantes en el mercado de activos (Mankiw y Zeldes (1991)). Dado que los datos de consumo presentan propiedades poco deseables, Campbell (1993) presenta un modelo de valoración intertemporal que no los utiliza, asumiendo que el ratio consumo riqueza es aproximadamente constante. Mediante el uso de este supuesto consigue obtener una aproximación logarítmico-lineal de la restricción presupuestaria al que está sujeto el problema de maximización de la utilidad y escribir la covarianza de la rentabilidad de un activo con el crecimiento del consumo como función de la covarianza con la rentabilidad del mercado y de la covarianza con las previsiones sobre la rentabilidad futura del mercado. De esta forma, el consumo no aparece explícitamente. El resultado es un modelo multifactorial de valoración de activos cuyos factores son escogidos siguiendo un criterio: han de ser variables capaces de predecir la rentabilidad futura de la riqueza.

En este trabajo se contrasta el modelo de valoración multifactorial que surge a partir de la sustitución del consumo propuesta por Campbell (1993). No se trata exactamente del modelo obtenido por este autor, es un modelo algo más general, puesto que no se imponen restricciones sobre los precios de los factores. En el modelo de Campbell (1993), estos precios están perfectamente caracterizados y en las pruebas empíricas realizadas por el autor (Campbell (1996)), se estiman considerando esta especificación además de suponer que la rentabilidad de los activos es una variable homocedástica. Este trabajo está más en la línea del de Hardouvelis, Kim y Wizman (1996), que analizan el modelo factorial sin restricciones sobre los precios de los factores y dos casos particulares de éste: el modelo de dos factores de Campbell (1993), que surge al agrupar los factores en dos, dadas las condiciones sobre sus precios, y un modelo aún más restrictivo, que resulta de suponer homocedasticidad en el modelo anterior.

Como se ha comentado antes, los factores considerados deberían contener información sobre la rentabilidad futura. Por ello, la primera parte empírica de este trabajo se centra en el análisis de la capacidad de predicción de la rentabilidad que presentan los factores. En esta sección se estiman los parámetros de una regresión que tiene la rentabilidad de un índice del

mercado como variable dependiente y el primer retardo de las variables que después constituirán los factores del modelo objeto de estudio, como variables explicativas. Tales variables son: la rentabilidad de los dividendos, el cociente entre el valor contable y el valor de mercado, ambos considerados agregados, y un término de estructura temporal de los tipos de interés. Ahora bien, existe un problema de sesgo en la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de regresiones de este tipo, puesto que, como se puede comprobar que ocurre con los datos empleados en este trabajo, el error de la regresión y los regresores están correlacionados (Stambaugh (1986)). Este sesgo no sólo afecta a la magnitud de los estimadores sino también a los estadísticos utilizados para contrastar su significatividad, que nos podrían llevar a extraer conclusiones erróneas. Desde estas consideraciones, Stambaugh (1986) propone, por un lado, la utilización de estimadores más eficientes que los MCO ajustando éstos con el sesgo cometido, y, por otro, inferir la distribución empírica de los estimadores mediante un procedimiento de simulación, a partir de la cual realizar el contraste de significatividad en lugar de utilizar el estadístico t clásico. Así se hace también en la primera parte de este trabajo.

Una vez identificadas las variables más adecuadas, se adopta un vector autorregresivo para la especificación del proceso seguido por las mismas (Campbell (1991) y (1993)). La covarianza entre los errores de este vector y la rentabilidad de diez carteras construidas por capitalización, constituirán los factores del modelo a contrastar. Para estimar conjuntamente los parámetros del modelo y del VAR, se utiliza el Método Generalizado de los Momentos; el contraste de las restricciones de sobreidentificación de Hansen (1982) informa del buen ajuste del mismo.

Este trabajo se organiza de la siguiente forma: En la sección 2, se desarrolla un modelo de valoración sin consumo (Campbell (1993)) a partir de una función de utilidad dependiente entre estados de la naturaleza (Epstein y Zin (19989) y Weil (1989)) y el supuesto de una proporción aproximadamente constante entre consumo y riqueza agregados. El siguiente apartado se encarga de la descripción de los datos utilizados en este trabajo. En el apartado 4, se realiza una prueba sobre la idoneidad de las variables consideradas basada en su capacidad para predecir la rentabilidad futura. A continuación, se describe el procedimiento de estimación del modelo factorial que se emplea, sección 5, y los resultados del mismo, sección 6. Por último, en el apartado 7 se presentan las conclusiones extraídas.

2. Un modelo de valoración intertemporal de activos sin consumo.

La especificación de cualquier modelo de valoración intertemporal de activos parte de la idea de que un agente, que representa al conjunto de los individuos, toma sus decisiones de consumo e inversión de forma que la utilidad esperada del consumo agregado futuro sea lo mayor posible, teniendo en cuenta que su riqueza es limitada.

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \delta^j U(C_{t+j}) \right] \\ \text{s.a.} \quad & W_{t+1} = (W_t - C_t) R_{m,t+1} \end{aligned} \quad [1]$$

donde E_t es la esperanza condicionada a la información disponible en el momento t ; δ es un factor de descuento en el tiempo; C_t es el consumo agregado en el momento t ; W_t es la riqueza en el momento t ; y $R_{m,t+1}$ es la tasa de rentabilidad bruta en $t+1$ de la riqueza agregada.

Para dar contenido empírico al problema anterior, se deben establecer las preferencias del agente representativo. Una clase de funciones de utilidad ampliamente utilizadas en estos modelos son las que presentan aversión relativa al riesgo constante (CRRA), como la que a continuación se define.

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma} - 1}{1-\gamma} \quad \forall \gamma \neq 1^1 \quad [2]$$

γ es el coeficiente de aversión relativa al riesgo y mide la curvatura de la función.

Este tipo de preferencias presentan la característica de que la utilidad marginal del consumo en un periodo y en un estado de la naturaleza determinado sólo depende del consumo realizado en ese periodo y en ese estado. Se trata, por tanto, de preferencias independientes en el tiempo y entre estados de la naturaleza.

Resolviendo el problema de optimización expuesto dada esta función de preferencias, y suponiendo que la tasa de crecimiento del consumo y la rentabilidad son variables

¹ En el caso de que el coeficiente de aversión relativa al riesgo fuese uno, se toma como función de utilidad el logaritmo del consumo, que es el resultado de tomar límites en esta ecuación.

conjuntamente lognormales y homocedásticas², obtenemos las siguientes expresiones para la rentabilidad de un activo libre de riesgo y para la rentabilidad en exceso sobre el activo libre de riesgo de cualquier activo i , respectivamente:

$$r_{f,t+1} = -\log \delta + \gamma E_t(\Delta c_{t+1}) - \frac{1}{2} \gamma^2 \sigma_c^2 \quad [3]$$

$$E_t(r_{i,t+1} - r_{f,t+1}) + \frac{\sigma_i^2}{2} = \gamma \sigma_{ic} \quad [4]$$

donde $\sigma_i^2 = \text{Var}(r_{i,t+1})$, $\sigma_c^2 = \text{Var}(\Delta c_{t+1})$, $\sigma_{ic} = \text{Cov}(r_{i,t+1}, \Delta c_{t+1})$ y las letras en minúscula se refieren al logaritmo de las respectivas mayúsculas.

La ecuación (4) representa al modelo de valoración intertemporal de activos financieros más conocido: el “*Consumption Capital Asset Pricing Model*” (CCAPM). Como se ha señalado en la introducción, los principios fundamentales en los que descansa este modelo fueron establecidos por Merton(1973), aunque el modelo se debe realmente a Breeden (1979), que obtiene el modelo operando en tiempo continuo, y a Rubinstein (1976), Lucas (1978) y a Hansen y Singleton (1982) que sugieren versiones discretas del mismo. Tal como vemos en la expresión (4), el exceso de rentabilidad esperada de un activo respecto de la tasa libre de riesgo³, si se ajusta con la desigualdad de Jensen, depende del nivel de coeficiente de aversión relativa al riesgo y de la covarianza entre la rentabilidad del activo y el crecimiento del consumo⁴.

Ahora bien, las contrastaciones empíricas demuestran que éste y otros modelos de preferencias CRRA no se ajustan a los datos observados. Así encontramos trabajos como los de Hansen y Singleton (1982), que estiman el modelo aplicando el método generalizado de los momentos y un año más tarde por máxima-verosimilitud. En ambos casos se obtienen valores poco lógicos para los parámetros estimados y el rechazo del modelo. Si nos detenemos en los resultados obtenidos con datos españoles, trabajos como los de Alonso, Rubio y Tusell

² Si una variable se distribuye lognormal, el logaritmo de su media cumple la siguiente propiedad:

$$\log E_t(X) = E_t(\log X) + \frac{1}{2} \text{Var}_t(\log X)$$

Y si, además, es homocedástica: $\text{Var}_t(\log X) = \text{Var}[\log X - E_t(\log X)]$

³ En adelante prima por riesgo.

⁴ El término de la varianza que aparece en el lado izquierdo de la ecuación (4), se debe al hecho de tomar expectativas sobre variables en logaritmos. Podemos eliminarlo si reescribimos la expresión de la prima como el logaritmo del cociente esperado entre tasas brutas de rentabilidad.

(1990), Rubio (1996) o Rodríguez (1998) también confirman el deficiente comportamiento de este modelo.

Por otro lado, el modelo no es capaz de explicar la prima por riesgo observada, o, para hacerlo, se deben hacer predicciones absurdas sobre otras variables. El trabajo de Merha y Prescott (1985) es uno de los pioneros en el análisis de esta controversia. Ellos calcularon cuál debía ser la prima por riesgo según un modelo de consumo con preferencias CRRA y difusión de Markov para el crecimiento del consumo, para los datos del NYSE entre 1889 y 1978, y obtuvieron un 0,35%, cuando la prima observada estaba en torno al 6%.

En la tabla 1 se presentan unos estadísticos descriptivos básicos que servirán para observar cómo, con datos españoles, la contradicción de la prima por riesgo todavía es más fuerte. En ella tenemos los momentos de primer y segundo orden, anualizados y expresados en tantos por cien, del logaritmo de la rentabilidad de un índice del mercado bursátil construido con la mayoría de los activos que cotizan en la bolsa española entre enero de 1982 y diciembre de 1998, del logaritmo del crecimiento del consumo agregado de bienes no duraderos y del logaritmo de la rentabilidad de un activo libre de riesgo.

Para los datos de esta tabla y dándole un valor de 10 al coeficiente de aversión relativa al riesgo, según la ecuación (4) la prima por riesgo debería ser del -4.47 %, y sin embargo, como vemos en la tabla, el exceso de rentabilidad media sobre el activo libre de riesgo supera el 16 %.

TABLA 1: Momentos de la rentabilidad y el consumo

	Media	Desviación estándar	Covarianza con el crecimiento del consumo	Correlación con el crecimiento del consumo
Crecimiento del consumo	2.5594	1.0479	0.0001098	1
Rentabilidad del mercado	25.7931	30.4957	0.0001660	0.0520
Rentabilidad libre de riesgo	9.4546	1.4671	-0.0000525	-0.3413
Prima por riesgo	16.3385	30.6187	0.0002185	0.0681

Los estadísticos de esta tabla están anualizados y se basan en observaciones trimestrales para el periodo comprendido entre enero de 1982 y diciembre de 1998. Las medias y desviaciones están expresadas en tantos por cien. La rentabilidad del índice de mercado y del activo libre de riesgo se calcula acumulando las mensuales correspondientes a los meses que componen el trimestre. El crecimiento del consumo de cada trimestre se calcula como el cociente entre el consumo de ese trimestre y el del trimestre anterior. Los datos de consumo se refieren a consumo interior privado.

Podríamos preguntarnos por qué tomamos el valor de 10 para γ , puesto que si realizamos el cálculo al contrario y obtenemos el valor del coeficiente de aversión relativa al riesgo para que el CCAPM se cumpla, dados los valores observados de los momentos de la rentabilidad y el consumo en el mercado español y para el periodo considerado, el resultado es 962. Ahora bien, éste es un valor exageradamente alto y para justificar esta afirmación acudimos a la ecuación para la rentabilidad del activo libre de riesgo (3).

Para los datos de la tabla, si $\gamma \cong 962$ obtenemos un factor de descuento temporal (δ) de aproximadamente -26, con lo cual la tasa de preferencias en el tiempo es exageradamente pequeña. Dada la baja variabilidad del consumo, si tomamos un valor positivo y razonable para la tasa de preferencia en el tiempo (por ejemplo $\delta = 0.99$), un γ tan grande como 962 implicaría una tasa libre de riesgo de un -2621 % que, por su puesto, no es la observada. Por tanto, la contradicción de la que hablamos es la siguiente: aunque tenemos un modelo válido para todos los activos, si conseguimos que se ajuste a los datos observados para activos arriesgados es imposible que lo haga, a su vez, para el activo libre de riesgo, y viceversa.

Como conclusión de este análisis previo, parece que el CCAPM difícilmente se cumplirá para los datos del mercado español en el periodo considerado. Lo que ocurre es que el lado izquierdo de la ecuación (4) es mucho mayor que el derecho. Esto es debido a la escasa variabilidad del crecimiento del consumo, lo cual implica baja covarianza con otras variables. Si volvemos a la tabla 1, podemos comprobar que la varianza del crecimiento del consumo es tan sólo 0.00011, y, por tanto, su covarianza con la rentabilidad no puede ser muy alta (0.0002185). Quizás el consumo sea insuficiente como variable explicativa de la rentabilidad, quizás esté mal medido y sea más volátil de lo que parece, o quizás el trabajar con consumo agregado en lugar de individual alise la serie.

A partir de estas ideas y desde 1990, podemos encontrar gran cantidad de literatura que, sobre la base de incorporar cambios en los supuestos que sustentan el modelo o en la especificación de las preferencias del consumidor, pretenden obtener un mejor ajuste de los datos. Una de las líneas de la investigación propone cambiar la especificación de las preferencias del consumidor. Puesto que, tanto el coeficiente de aversión relativa al riesgo como el consumo forman parte de la función de utilidad, puede que modificándola de forma que ofrezca una más completa o realista información sobre las preferencias, se consiga incrementar la covarianza entre el crecimiento del consumo y la rentabilidad, o permitir mayores valores para el coeficiente de aversión relativa al riesgo que sean consistentes con valores lógicos para el resto de variables.

En este sentido, las investigaciones se han dirigido hacia la relajación de dos de los supuestos fundamentales de las preferencias CRRA: la independencia entre momentos de tiempo distintos y la independencia entre estados de la naturaleza. Dentro del grupo de funciones que surgen al relacionar los niveles de utilidad, se encuadra la propuesta por Epstein y Zin (1989) y Weil (1989), que definen las preferencias recursivamente, para así captar la dependencia entre los estados.

$$U_t = \left[(1-\delta)C_t^{\frac{1-\gamma}{\theta}} + \delta(E_t(U_{t+1}^{1-\gamma}))^{\frac{1}{\theta}} \right]^{\frac{\theta}{1-\gamma}} \quad \text{con} \quad \theta = \frac{1-\gamma}{1-1/\psi} \quad [5]$$

donde ψ es la elasticidad de sustitución intertemporal.

En las pruebas empíricas realizadas por Epstein y Zin (1991) se observa que los resultados mejoran con respecto a los modelos tradicionales, pero el modelo sigue sin ser capaz de explicar la prima por riesgo. Al incorporar la rentabilidad del mercado explícitamente como factor de la prima, la covarianza entre la rentabilidad del activo y el crecimiento del consumo deja de ser significativa. Por tanto, parece que estas modificaciones en las funciones de utilidad no consiguen que la variable consumo aporte la información suficiente para explicar rentabilidades. Y, como se indicaba antes, la causa de este hecho podría estar en su incorrecta medición o en el sesgo que se produce al trabajar con consumo agregado. En cualquier caso, si se consigue establecer el modelo sin utilizar el consumo, estos errores quedarían subsanados y quizás se podría mejorar el deficitario comportamiento de modelos como el CCAPM.

En esta vía de investigación se encuentra Campbell con su trabajo de 1993. El autor desarrolla un modelo, que no precisa de datos de consumo, mediante la sustitución del mismo por variables que están relacionadas con él y que tienen poder predictivo sobre la rentabilidad futura del mercado. La principal aportación de su modelo es la solución de dos de los problemas típicos con que nos encontramos al intentar resolver algoritmos de decisión inversión-consumo que den lugar a un modelo de valoración intertemporal de activos. Su propuesta consiste en aproximar loglinealmente la restricción presupuestaria, con lo cual se consigue:

- por un lado, que ésta sea lineal, cosa que generalmente no ocurre y dificulta la resolución de este tipo de problemas,

- y por otro, que los datos de consumo no aparezcan explícitamente en el modelo, datos que, como ya es sabido, conllevan fuertes errores de medida.

Si resolvemos el problema de optimización (1) con la especificación de las preferencias dada por la ecuación (5) y suponiendo que la rentabilidad esperada de la riqueza y el crecimiento del consumo son conjuntamente lognormales, al igual que se hizo para obtener el CCAPM, obtenemos la siguiente expresión para la prima por riesgo de un activo⁵:

$$E_t(r_{i,t+1}) - r_{f,t+1} = -\frac{\sigma_{ii,t}}{2} + \theta \left(\frac{\sigma_{ci,t}}{\psi} \right) + (1-\theta)\sigma_{im,t} \quad [6]$$

Como vemos en la ecuación anterior, la prima por riesgo depende de las covarianzas condicionadas de la rentabilidad del activo con el crecimiento del consumo y con la rentabilidad del mercado, ponderadas por θ y $(1-\theta)$ respectivamente. El siguiente paso consiste en incorporar la aproximación de la restricción presupuestaria que obtiene Campbell (1993) desde la suposición de que el ratio consumo respecto de la riqueza total es aproximadamente constante en el tiempo⁶, y así eliminar la covarianza con el consumo de la expresión anterior.

$$\rho = \frac{W_t - C_t}{W_t} = \frac{W - C}{W} \quad [7]$$

Bajo este supuesto, se consigue que las innovaciones en el consumo en un periodo dependan únicamente de las innovaciones en la rentabilidad del mercado de ese periodo, de la revisión de las expectativas de la rentabilidad futura y de la revisión de las varianzas y covarianzas entre rentabilidad del mercado y consumo, lo cual nos va a permitir escribir la covarianza entre la rentabilidad de un activo y el crecimiento del consumo en función de las covarianzas con la rentabilidad del mercado y con la revisión de las expectativas de la rentabilidad futura.

$$\sigma_{ic,t} = Cov_t(r_{i,t+1}, \Delta c_{t+1}) = \sigma_{im,t} + (1-\psi-v)\sigma_{ih,t} \quad [8]$$

⁵ Ahora los momentos de segundo orden están condicionados a la información disponible en t , puesto que no se ha impuesto homocedasticidad en las variables.

⁶ Campbell en su papel comprueba que este supuesto no difiere mucho de la realidad.

siendo $\sigma_{ih,t} = Cov_t(r_{i,t+1}, (E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{m,t+1+j})$ y v un parámetro que surge como consecuencia de la no imposición de homocedasticidad en las variables.

Sustituyendo (8) en (6), tenemos una expresión para la prima por riesgo en la que no intervienen datos de consumo:

$$E_t(r_{i,t+1}) - r_{f,t+1} = -\frac{\sigma_{i,t}^2}{2} + \gamma\sigma_{im,t} + \left((\gamma - 1) - \frac{\theta v}{\psi} \right) \sigma_{ih,t} \quad [9]$$

Si hubiéramos supuesto homocedasticidad, $v = 0$ y el subíndice t desaparece de las covarianzas. Entonces, la ecuación (9) pasa a tener la siguiente expresión:

$$E_t(r_{i,t+1}) - r_{f,t+1} = -\frac{\sigma_i^2}{2} + \gamma\sigma_{im} + (\gamma - 1)\sigma_{ih} \quad [10]$$

Como vemos, la prima por riesgo es ahora constante en el tiempo y tampoco depende directamente del consumo. El único parámetro que aparece es el coeficiente de aversión relativa al riesgo. La intuición de esta ecuación la siguiente: los individuos eligen unos activos u otros dependiendo de su grado de aversión al riesgo. Si un individuo es poco averso ($\gamma < 1$), estaría dispuesto a aceptar activos que ofrecen beneficios cuando las noticias sobre el mercado son buenas ($\sigma_{ih} > 0$), pero exigiría alta rentabilidad para aceptar aquellos activos que se mueven en contra del mercado ($\sigma_{ih} < 0$). En cambio, si un individuo es muy averso al riesgo ($\gamma > 1$), estaría dispuesto a aceptar activos que se mueven en contra del mercado ($\sigma_{ih} < 0$), aunque tuvieran una baja rentabilidad esperada, por las posibilidades de cobertura que éstos ofrecen.

Vector autorregresivo y modelo multifactorial.

El desarrollo de esta parte del capítulo tiene como fin transformar la ecuación (9) de forma que se facilite su análisis empírico.

Sea Z_{t+1} un vector de k componentes, siendo el primero de ellos la rentabilidad del mercado y el resto variables conocidas y relevantes para la predicción de la rentabilidad futura del mercado. Suponemos que Z_{t+1} sigue un proceso autorregresivo de primer orden (VAR):

$$Z_{t+1} = AZ_t + \varepsilon_{t+1} \quad [11]$$

Sea $e1$ un vector de k elementos en el que el primero es un uno y el resto ceros.

Es claro que:

$$r_{m,t+1} = e1' Z_{t+1} \quad [12]$$

Desde (11), sustituyendo sucesivamente Z_{t+1+j} hasta t y tomando esperanzas en t , se cumple:

$$E_t(r_{m,t+1+j}) = e1' A^{j+1} Z_t \quad [13]$$

Entonces, la revisión de las expectativas de la rentabilidad futura del mercado se puede escribir como función de los errores del VAR:

$$(E_{t+1} - E_t) \sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{m,t+1+j} = e1' \rho A (I - \rho A)^{-1} \varepsilon_{t+1} = \lambda' \varepsilon_{t+1} \quad [14]$$

siendo I la matriz identidad de dimensión k y λ un vector de k elementos, en el que cada uno de ellos mide la importancia que tiene ese factor en la predicción de las rentabilidades futuras del mercado. Si un λ_k es positivo y grande, un cambio positivo en ese factor indica buenas noticias sobre las oportunidades de inversión futuras.

Desde (12), podemos expresar la covarianza entre la rentabilidad de un activo y la revisión de las expectativas de la rentabilidad futura del mercado como combinación de las covarianzas entre la rentabilidad del activo y los errores del VAR.

$$\sigma_{ih,t} = \sum_{k=1}^K \lambda_k \sigma_{ik,t} \quad [15]$$

donde $\sigma_{ik,t} = Cov(r_{i,t+1}, \varepsilon_{k,t+1})$, $\varepsilon_{k,t+1}$ son los elementos de ε_{t+1} y λ_k los elementos de λ .

Incorporando (15) a (9), tenemos un modelo de k factores para la prima por riesgo de cada activo:

$$E_t(r_{i,t+1}) - r_{f,t+1} = -\frac{\sigma_{i,t}^2}{2} + \gamma \sigma_{im,t} + \left((\gamma - 1) - \frac{\theta v}{\psi} \right) \sum_{k=1}^K \lambda_k \sigma_{ik,t} \quad [16]$$

en el que el primer factor es el mercado, con precio:

$$\gamma + \left((\gamma - 1) - \frac{\theta v}{\psi} \right) \lambda_1$$

y el resto de factores son las innovaciones en las variables del VAR, o instrumentos, con precio:

$$\left((\gamma - 1) - \frac{\theta v}{\psi} \right) \lambda_k \quad \forall k = 2, 3, \dots, K$$

Se trata, como vemos, de un modelo multifactorial común, del tipo de los implicados por la teoría de arbitraje de Ross (1976). Indica que el exceso de rentabilidad esperada del activo i es una función lineal de las covarianzas entre la rentabilidad de ese activo y los k factores.

3. Descripción de los datos.

Los datos utilizados son de frecuencia mensual y se refieren al periodo comprendido entre enero de 1982 y diciembre de 1998.

Como activos para analizar la ecuación de valoración de sección cruzada se usan diez carteras ordenadas por capitalización. En el cálculo de sus rentabilidades, así como de las de los índices del mercado, se han utilizado los precios de un total de 167 acciones de empresas que han cotizado en bolsa española algún periodo dentro del considerado. En la determinación de los títulos que componen cada cartera durante todo un año, con fecha 31 de diciembre del año anterior se ordenan de menor a mayor capitalización bursátil los activos vigentes de la muestra y se reparten entre diez grupos, asignando un número aproximadamente igual de títulos a cada uno de ellos. Dado que la composición de las carteras se revisa anualmente, en el momento de hacer el reparto de títulos, se impone como requisito que el activo que entre a formar parte de una cartera se mantenga cotizando al menos todo el año siguiente. La rentabilidad de cada cartera se obtiene como media de las rentabilidades de los activos que la

componen. La rentabilidad del mercado se obtiene como la rentabilidad media de los activos de la muestra. Se representa mediante dos índices: uno equiponderado y otro ponderado por la capitalización de cada activo en diciembre del año anterior.

Como rentabilidad del activo libre de riesgo se ha utilizado: en el periodo 1982-1987, el equivalente mensual de los tipos de interés a un año de los Pagarés del Tesoro, y hasta 1998 el tipo de interés mensualizado de las letras a un año en el mercado secundario.

Las variables del vector Z_t juegan un doble papel en la especificación del modelo. Por un lado, han de ser variables con capacidad predictiva para la rentabilidad futura del mercado; por otro, sus innovaciones constituyen los factores de la ecuación de sección cruzada. Si la expresión (16) es correcta, ambos criterios coinciden. Tales variables serán: la rentabilidad del mercado (R_m), la rentabilidad media de los dividendos (DY), el cociente medio entre el valor contable y el de mercado de cada empresa (BM) y un término que recoge la estructura temporal de los tipos de interés (ET).

La rentabilidad de los dividendos se obtiene como media equiponderada de la rentabilidad de los dividendos de cada empresa de la muestra. Esta variable individual se calcula, para un mes determinado, como el cociente de la suma de los dividendos repartidos por la empresa en los doce meses anteriores al presente entre el precio de sus acciones en el mes anterior.

En el cálculo del ratio valor contable-valor de mercado de cada empresa, la información contable ha sido extraída de los balances de situación de cada activo de la muestra a finales de cada año, información presentada por la Comisión Nacional del Mercado de Valores, para el periodo posterior a 1990. Los datos contables del periodo entre 1982 y 1989, se han obtenido a partir de los anexos al Boletín de Cotización publicados trimestralmente por las bolsas de comercio de Madrid, Barcelona, Bilbao y Valencia. En estas publicaciones se ofrece la información más relevante contable y financiera de las empresas que cotizan en bolsa. El numerador de esta ratio para una empresa cualquiera en el momento t , viene dado por el valor de los recursos propios de la empresa a 31 de diciembre del año anterior y se mantiene constante desde enero hasta diciembre de cada año. Las partidas que constituyen los recursos propios son, en términos generales, capital, reservas de cualquier tipo, pérdidas y ganancias del periodo y beneficios pendientes de distribuir. El denominador se obtiene multiplicando el número de acciones de tal empresa por su precio, ambas variables referidas al mes anterior. Una vez calculada esta variable para cada activo de la muestra, la correspondiente agregada resulta de la media aritmética de las respectivas individuales.

El factor que representa al mercado es el índice equiponderado. El hecho de usar este índice y no el ponderado se debe a razones de homogeneización con el resto de variables agregadas, puesto que, como se indica en los párrafos anteriores, se obtienen de forma equiponderada. Además, en el siguiente apartado, podremos comprobar que el índice equiponderado es más consistente con el criterio de selección de factores para el análisis del modelo.

Por último, la variable que representa la estructura de los tipos de interés, se obtiene como la diferencia entre tipos de interés a largo plazo, tomando para tal variable el rendimiento interno medio de la Deuda Pública con mayor vencimiento posible, y tipos a corto plazo, para los cuales se utiliza la rentabilidad libre de riesgo antes descrita.

En cuanto a los datos utilizados para el cálculo de los estadísticos presentados en la tabla 1, la frecuencia de los mismos es trimestral debido a que ésta es la disponible en los datos de consumo existentes en España. Las rentabilidades del índice de mercado y del activo libre de riesgo se calculan acumulando las correspondientes mensuales pertenecientes a los tres meses que componen el trimestre⁷. El crecimiento del consumo se obtiene como cociente entre el consumo interior privado de cada trimestre y el del trimestre anterior, recogidos en la contabilidad nacional trimestral⁸.

Antes de pasar a los resultados obtenidos en la estimación del modelo que se estudia en este trabajo, en el apartado siguiente, se realiza una prueba previa que justificará el uso de los factores descritos. Como se ha mencionado antes, estos factores deben ser capaces de predecir la rentabilidad esperada del mercado. Por ello, a continuación, se realiza la estimación de regresiones que tienen la rentabilidad del mercado como variable dependiente y un retardo de BM, DY y ET como variables explicativas. Este análisis no sólo nos permitirá saber si las variables utilizadas después en la explicación de la rentabilidad de las diez carteras cumplen la condición requerida, sino que anticipa los resultados posteriores, ya que si encontramos una combinación de factores que cumple el requisito del poder predictivo, las covarianzas de sus residuos con la rentabilidad de cada cartera deberán ser factores relevantes en la especificación del modelo que se contrasta.

⁷ $R_t = (y_t + 1)(y_{t-1} + 1)(y_{t-2} + 1)$ siendo y_t la rentabilidad discreta del último mes del trimestre t.

⁸ Se trata del consumo realizado, tanto por residentes como por no residentes, dentro de las fronteras de este país. No incluye la formación bruta de capital ni el consumo de las administraciones públicas.

4. Factores con capacidad de predicción.

Existe considerable evidencia empírica que confirma que determinadas variables son capaces de predecir rentabilidades. Estudios como los de Shiller (1984), Fama y French (1988a y 1989) o Campbell y Shiller (1988) muestran cómo la rentabilidad de los dividendos puede explicar las variaciones temporales de la rentabilidad. Del mismo modo, y a partir de los trabajos de Fama y French (1992 y 1993), podemos encontrar literatura que prueba la efectividad del ratio entre valor contable y valor de mercado como predictor de rentabilidades, tanto en sección cruzada (Davis (1994), Chan, Jegadeesh y Lakonishok (1995), Kothari, Shanken y Sloan (1995)) como en serie temporal (Kothari y Shanken (1997), Pontiff y Schall (1998) o Lewellen (1999)). También se ha probado la capacidad en la predicción de rentabilidades de variables que dependen de los tipos de interés (Fama (1991)).

La relación existente entre estos ratios financieros y la rentabilidad futura es positiva, puesto que si bajan los precios, y, por tanto, el valor de mercado, incrementan los ratios, tanto el que tiene el valor contable en el numerador como el que tiene los dividendos, y también aumenta la rentabilidad que se espera obtener el próximo periodo. Así, la estimación de la pendiente de una ecuación como la siguiente:

$$R_t = \alpha + \beta x_{t-1} + u_t \quad [17]$$

con la rentabilidad como variable dependiente y el cociente entre valor contable y de mercado, la rentabilidad de los dividendos o una función de los tipos de interés, debería ofrecer resultados positivos y significativos. Veamos qué ocurre en la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) de la regresión anterior aplicada a los datos de nuestro mercado, pero antes nos detendremos unos instantes observando los estadísticos descriptivos más relevantes de las variables que vamos a utilizar.

En la tabla 2 se presentan los algunos momentos muestrales del conjunto de variables agregadas consideradas: la rentabilidad de dos índices del mercado, uno equiponderado (RE) y otro ponderado en base al valor (RV), el ratio valor contable-valor de mercado agregado (BM), la rentabilidad de los dividendos del índice equiponderado (DY) y el término de estructura de tipos de interés (ET).

TABLA 2: Estadísticos descriptivos

Panel A: Periodo 1:82 - 12:98										
	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. est	Skewness	Kurtosis			
RE	2.196	1.873	29.945	-30.545	7.416	-0.034	5.369			
RV	2.125	1.842	22.445	-22.566	6.821	-0.088	3.827			
BM	130.97	86.48	384.66	32.827	94.254	1.290	3.221			
DY	4.168	3.232	11.326	1.584	2.275	1.374	3.759			
ET	0.142	0.099	0.817	-0.146	0.194	1.860	6.995			
Panel B: Periodo 1:82 - 6:90										
	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. est	Skewness	Kurtosis			
RE	3.145	2.509	29.945	-30.545	7.884	-0.149	6.233			
RV	2.170	1.625	22.445	-22.566	7.336	-0.036	4.158			
BM	184.81	139.68	384.66	61.061	107.21	0.322	1.508			
DY	5.024	3.384	11.327	1.755	2.867	0.546	1.733			
ET	0.228	0.205	0.817	-0.146	0.234	1.182	4.014			
Panel C: Periodo 7:90 - 12:98										
	Media	Mediana	Máximo	Mínimo	Desv. est	Skewness	Kurtosis			
RE	1.246	1.096	18.820	-20.429	6.823	0.000	3.874			
RV	2.081	1.977	16.385	-15.003	6.299	-0.175	2.972			
BM	77.119	75.223	128.89	32.827	22.591	0.133	2.379			
DY	3.311	3.175	5.168	1.584	0.826	0.321	2.552			
ET	0.056	0.080	0.020	-0.088	0.079	-0.126	1.992			
Panel D: Periodo 1:82 - 12_98.										
Autocorr.	1	2	3	4	5	6	7	10	20	30
RE	0.276	-0.024	-0.059	0.054	0.022	0.000	0.026	0.100	-0.044	-0.025
RV	0.174	-0.062	-0.111	0.043	-0.045	0.037	-0.001	0.021	0.009	-0.009
BM	0.987	0.974	0.959	0.945	0.927	0.909	0.889	0.82	0.56	0.31
DY	0.975	0.948	0.924	0.902	0.875	0.843	0.811	0.729	0.454	0.12
ET	0.924	0.855	0.783	0.716	0.66	0.553	0.502	0.405	0.246	0.149
Correlac.	RE	RV		BM		DY		ET		
RE	1	0.8651		0.1047		0.0648		0.0285		
RV		1		0.0432		0.0398		-0.0393		
BM				1		0.9397		0.5656		
DY						1		0.5605		
ET								1		

Los cálculos se basan en 204 observaciones mensuales (1:1982 a 12:1998) de cinco variables: rentabilidad de un índice equiponderado del mercado (RE), la rentabilidad de un índice de mercado ponderado en base al valor (RV), el cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice (BM), la rentabilidad de los dividendos del índice (DY) y un término de estructura para los tipos de interés medido como la diferencia entre la rentabilidad de los tipos a largo y la de los tipos a corto plazo (ET). Los paneles A, B y C se diferencian en el periodo muestral considerado: el primer panel se refiere a la muestra total y en los paneles B y C se toman dos subperiodos que resultan de dividir la muestra por la observación de junio de 1990. En los tres paneles los estadísticos están expresados en tantos porcentuales, a excepción de Skewness y Kurtosis. En el panel D se muestran las correlaciones que presenta cada variable consigo misma y con las demás. En este panel se considera el periodo muestral total.

En los tres primeros paneles tenemos los estadísticos que describen cada variable individualmente, distinguiendo tres periodos muestrales: en el panel A se considera el periodo total, que abarca desde enero de 1982 a diciembre de 1998, y los paneles B y C se refieren a dos submuestras que resultan de dividir el periodo anterior en dos partes aproximadamente iguales. En el panel D podemos observar las relaciones que mantienen las variables, tanto las correlaciones en el tiempo dentro de una variable como las correlaciones contemporáneas entre ellas.

Si observamos la rentabilidad de los dos índices del mercado en el periodo total, vemos que presentan momentos similares; sus medias son algo superiores al 2% con desviaciones estándares en torno al 7%, algo más volátil el índice equiponderado, y ligeramente asimétricos negativamente. Por subperiodos, las diferencias entre ellos son más visibles. Mientras que el índice ponderado presenta momentos estables en el tiempo, se puede observar que la media y la desviación estándar del equiponderado, al igual que el resto de variables, son mayores en el primer subperiodo.

Es de destacar el cambio que experimenta la variable BM, que pasa de tener una media mucho mayor que uno en la primera submuestra (1.84) a ser inferior a uno después de junio de 1990 (0.77) y mucho menos volátil. Además, todas las variables son menos asimétricas en este segundo periodo.

En la primera parte del panel D están las autocorrelaciones de cada variable. Es de destacar la fuerte relación temporal que presentan las variables; a excepción de los dos índices del mercado, cuya correlación prácticamente desaparece en el segundo retardo, el resto son variables muy persistentes, especialmente el ratio BM, cuya correlación con el retardo 30 todavía es de 0.31. Para las tres variables, BM, DY y ET, no se puede rechazar la hipótesis de que las series son generadas por un proceso autorregresivo de orden uno. En la última parte de la tabla tenemos las correlaciones entre variables. La relación contemporánea entre la rentabilidad de cualquier índice del mercado y el resto de variables no es muy fuerte. Si bien, el índice equiponderado presenta mayores correlaciones con BM y DY, como cabría esperar, puesto que estas variables se obtienen también de forma equiponderada. La relación más estrecha se da entre BM y DY, que presentan una correlación de 0.94, lo cual podría provocar multicolinealidad en las estimaciones posteriores de las regresiones lineales.

A continuación, en las tablas 3 y 4, se presentan los resultados de regresar la rentabilidad del mercado sobre el primer retardo del resto de variables, consideradas tanto individual como conjuntamente. En la primera tabla, la variable dependiente es la rentabilidad del índice equiponderado y en la segunda, el ponderado. Para cada regresión se presentan los coeficientes estimados por MCO, su error estándar (ambos en tantos por cien) y el p-valor del contraste de significatividad individual. A la derecha están los coeficientes de determinación.

En el panel A de la tabla 3, podemos observar en las regresiones en las que se considera una única variable explicativa, que sólo BM es significativa al 10 % con pendiente positiva. Esta significatividad se mantiene cuando se combina con otras variables. En base a los coeficientes de determinación, la regresión que mejor ajusta es la que incluye BM y DY. En este caso, la pendiente de DY, aunque no significativa, es negativa, al contrario que ocurre

cuando se considera únicamente esta variable como regresor o cuando también se incluye ET. Este cambio de signo puede deberse a la alta correlación entre DY y BM. La variable menos relevante es ET. Si nos fijamos en los dos subperiodos, los resultados son algo diferentes. Ahora, ninguna variable considerada exclusivamente es significativa. Si bien, BM sigue siendo relevante, y al 5% de nivel, siempre que se combine con DY, que también es significativa en tal caso. La regresión que tiene estas dos variables como explicativas es, igual que en la muestra total, la que mayor coeficiente de determinación ofrece, llegando a obtenerse un ajuste del 9.5 % en el segundo subperiodo. Es interesante observar el cambio de signo, entre el primer periodo muestral y el segundo, que experimenta el parámetro de BM. La relación lógica, como se ha mencionado antes, entre este ratio y la rentabilidad es positiva. Sin embargo, a partir de 1990, que es precisamente cuando podemos atribuir mayor fiabilidad a la información contenida en esta variable a causa de una más estricta legislación en cuanto a la presentación y supervisión de los estados contables de las empresas, el signo de este parámetro es negativo y presenta mayores niveles de significatividad.

Podemos detenernos unos instantes en observar la evolución de las variables a lo largo del periodo que comprende este estudio. La figura 1 muestra las curvas que describen estas variables en el tiempo. Como podemos ver, a partir de la observación 100, que correspondería con principios del año 1990, el ratio BM presenta valores, por lo general, menores a uno y con tendencia decreciente. Al contrario ocurre con la rentabilidad del índice de mercado, cuya media es estable en el tiempo. Por tanto, la relación entre ambas forzosamente será negativa y, en nuestro caso, además significativa. Puede que la explicación a este hecho esté relacionada con la caída continuada de los tipos de interés, tanto a corto (TCP) como a largo plazo (TLP), en este periodo muestral. En esta situación, a pesar de los altos precios de los activos bursátiles, que provocan una disminución en los ratios contables, los individuos siguen teniendo buenas expectativas sobre las oportunidades de inversión y los precios siguen creciendo.

En cuanto a los resultados obtenidos con el índice ponderado (tabla 4), observamos una pérdida de importancia en todas las variables, corroborada por el descenso en los coeficientes de determinación. A pesar de ello, la significatividad de las variables BM y DY en el segundo subperiodo se mantiene y la regresión que incluye estas dos variables presenta todavía un coeficiente de ajuste del 7.9 %.

TABLA 3: Estimaciones MCO. Índice equiponderado. $RE_t = \alpha + \beta_1 BM_{t-1} + \beta_2 DY_{t-1} + \beta_3 ET_{t-1} + u_t$

Panel A: Periodo 1:82 a 12:98 (203 observaciones)												
α	$ES(\alpha)$	p-val	β_1	$ES(\beta_1)$	p-val	β_2	$ES(\beta_2)$	p-val	β_3	$ES(\beta_3)$	p-val	R ² ajus.
0.927	0.891	0.298	0.942**	0.551	0.088							0.94
1.024	1.087	0.347				27.364	22.880	0.232				0.21
2.051*	0.646	0.002							80.227	268.90	0.766	-0.45
1.878	1.192	0.117	2.767**	1.620	0.089	-80.28	66.997	0.232				1.16
0.897	0.892	0.316	1.247**	0.669	0.064				-261.67	324.10	0.420	0.77
0.940	1.105	0.396				34.294	27.679	0.217	-144.87	324.22	0.656	-0.19
1.796	1.199	0.136	2.923**	1.638	0.076	-75.577	67.430	0.264	-224.81	325.56	0.491	0.90
Panel B: Subperiodo 1:82 a 6:90 (101 observaciones)												
α	$ES(\alpha)$	p-val	β_1	$ES(\beta_1)$	p-val	β_2	$ES(\beta_2)$	p-val	β_3	$ES(\beta_3)$	p-val	R ² ajus.
1.817	1.580	0.252	0.687	0.737	0.353							-0.13
2.738**	1.601	0.089				7.044	27.607	0.799				-0.94
3.699*	1.110	0.001							-263.22	339.44	0.439	-0.40
2.413	1.561	0.125	7.019*	2.684	0.010	-245.1*	100.06	0.016				4.68
1.974	1.575	0.213	1.298	0.847	0.129				-561.74	389.40	0.152	0.95
2.706**	1.599	0.094				29.181	33.808	0.390	-471.48	416.81	0.261	-0.66
2.416	1.567	0.126	6.659*	2.792	0.019	-222.4*	110.53	0.047	-207.50	421.96	0.624	3.94
Panel C: Subperiodo 7:90 a 12:98 (102 observaciones)												
α	$ES(\alpha)$	p-val	β_1	$ES(\beta_1)$	p-val	β_2	$ES(\beta_2)$	p-val	β_3	$ES(\beta_3)$	p-val	R ² ajus.
2.999	2.464	0.225	-2.261	3.056	0.460							-0.45
-1.931	2.795	0.490				96.071	82.008	0.243				0.82
0.904	0.822	0.273							628.52	856.34	0.464	-0.46
-1.439	2.669	0.591	-17.70*	5.327	0.001	496.02*	143.53	0.001				9.46
2.108	3.763	0.577	-1.370	4.178	0.744				368.18	1170.82	0.754	-1.36
-7.102**	3.875	0.070				218.76*	103.54	0.037	2047**	1076.69	0.060	2.90
-3.773	3.933	0.340	-16.00*	5.732	0.006	511.99*	145.13	0.001	905.24	1118.90	0.420	6.50

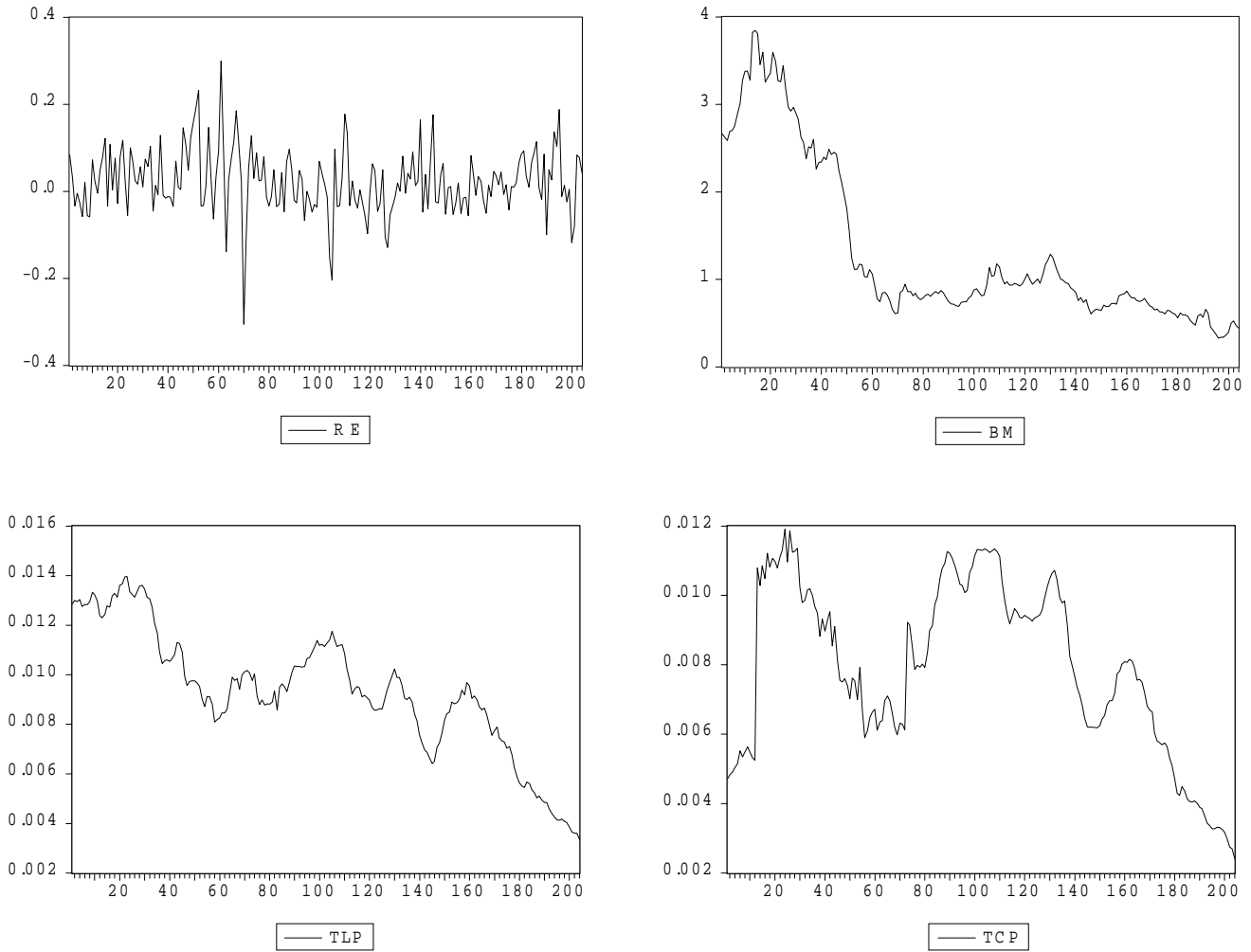
Las estimaciones se realizan con datos mensuales y corresponden a los parámetros de una regresión que tiene como variable dependiente la rentabilidad de un índice equiponderado del mercado y como variables independientes, además de la constante, el primer retardo de: BM, cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice, DY, rentabilidad de los dividendos del índice y ET, un término de estructura para los tipos de interés. Al lado de cada coeficiente estimado se presenta el error estándar y su p-valor. * indica significatividad al 5% y ** al 10%. En la última columna está el coeficiente de determinación ajustado de cada regresión. Las estimaciones, los errores y los coeficientes de determinación están expresado en tantos por cien.

TABLA 4: Estimaciones MCO. Índice ponderado. $RV_t = \alpha + \beta_1 BM_{t-1} + \beta_2 DY_{t-1} + \beta_3 ET_{t-1} + u_t$

Panel A: Periodo 1:82 a 12:98 (203 observaciones)												
α	$ES(\alpha)$	p-val	β_1	$ES(\beta_1)$	p-val	β_2	$ES(\beta_2)$	p-val	β_3	$ES(\beta_3)$	p-val	$R^2_{ajus.}$
1.562**	0.824	0.059	0.413	0.510	0.419							-0.17
1.330	1.002	0.185				18.558	21.094	0.380				-0.11
2.290*	0.595	0.000							-131.16	247.39	0.596	-0.36
1.304	1.107	0.240	-0.082	1.504	0.957	21.750	62.217	0.727				-0.61
1.520**	0.824	0.067	0.832	0.618	0.180				-359.16	299.411	0.232	0.05
1.117	1.016	0.273				36.197	25.434	0.156	-368.75	297.93	0.217	0.15
1.168	1.111	0.294	0.176	1.517	0.908	29.565	62.454	0.636	-373.58	301.54	0.217	-0.34
Panel B: Subperiodo 1:82 a 6:90 (101 observaciones)												
α	$ES(\alpha)$	p-val	β_1	$ES(\beta_1)$	p-val	β_2	$ES(\beta_2)$	p-val	β_3	$ES(\beta_3)$	p-val	$R^2_{ajus.}$
0.805	1.470	0.585	0.712	0.686	0.301							0.08
1.296	1.488	0.385				16.479	25.656	0.521				-0.59
2.703*	1.033	0.010							-250.43	315.96	0.429	-0.37
1.112	1.482	0.455	3.976	2.548	0.122	-126.35	95.010	0.187				0.85
0.959	1.463	0.514	1.313**	0.787	0.098				-552.36	361.68	0.130	1.40
1.259	1.480	0.397				42.466	31.296	0.178	-553.50	385.85	0.155	0.47
1.118	1.481	0.452	3.238	2.639	0.223	-79.885	104.47	0.446	-425.13	398.82	0.289	0.98
Panel C: Subperiodo 7:90 a 12:98 (102 observaciones)												
α	$ES(\alpha)$	p-val	β_1	$ES(\beta_1)$	p-val	β_2	$ES(\beta_2)$	p-val	β_3	$ES(\beta_3)$	p-val	$R^2_{ajus.}$
3.986	2.275	0.107	-2.070	2.822	0.464							-0.46
-0.524	2.585	0.840				78.755	75.833	0.300				0.08
1.808*	0.759	0.018							500.26	791.26	0.528	-0.60
-0.100	2.486	0.968	-15.24*	4.962	0.003	423.13*	133.70	0.002				7.85
3.207	3.476	0.359	-1.592	3.860	0.681				197.71	1081.5	0.855	-1.44
-4.702	3.598	0.194				177.9**	96.154	0.067	1653.3	999.9	0.101	1.78
-1.786	3.669	0.628	-14.02*	5.347	0.010	434.67*	135.37	0.002	653.66	1043.7	0.533	7.28

Las estimaciones se realizan con datos mensuales y corresponden a los parámetros de una regresión que tiene como variable dependiente la rentabilidad de un índice del mercado ponderado por capitalización y como variables independientes, además de la constante, el primer retardo de: BM, cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice, DY, rentabilidad de los dividendos del índice y ET, un término de estructura para los tipos de interés. Al lado de cada coeficiente estimado se presenta el error estándar y su p-valor. * indica significatividad al 5% y ** al 10%. En la última columna está el coeficiente de determinación ajustado de cada regresión. Las estimaciones, los errores y los coeficientes de determinación están expresado en tantos por cien.

FIGURA 1. Representación en el tiempo de las variables: rentabilidad del índice equiponderado del mercado (RE), ratio valor contable-valor de mercado (BM), tipos de interés a largo plazo (TLP) y tipos de interés a corto plazo (TCP).



Ahora bien, el uso de una metodología clásica en la estimación de la regresión (17), como es MCO, se enfrenta con un problema de incumplimiento en uno de los supuestos en los que se basa esta metodología: la incorrelación entre el error y la variable explicativa ($E(u_t / x_t, x_{t+1}) \neq 0$). En regresiones como ésta, la variable dependiente y el regresor están correlacionados, puesto que ambos dependen de los precios al final del periodo $t-1$. Esto provoca que el error y el regresor también lo estén y las consecuencias de este hecho afectan tanto a la estimación como a la inferencia, cuando se trabaja con muestras finitas. Para verlo, volvamos a la ecuación (17).

$$R_t = \alpha + \beta x_{t-1} + u_t \quad [17]$$

Donde u_t es un ruido blanco con varianza σ_u^2 . Además, las variables explicativas de esta regresión, en nuestro caso BM, DY o ET, presentan fuerte autocorrelación serial de forma

que podemos establecer un modelo autorregresivo de primer orden al que se ajustan con bastante fidelidad.

$$x_t = c + \phi x_{t-1} + v_t \quad [18]$$

Uniendo las ecuaciones (17) y (18) tenemos un sistema de dos ecuaciones que presenta correlación entre sus errores ($\sigma_{uv} \neq 0$), relación que no es tenida en cuenta si el procedimiento de estimación es MCO. Stambaugh (1986) muestra que la relación de la que hablamos es la siguiente:

$$u_t = \frac{\sigma_{uv}}{\sigma_v^2} v_t + \varepsilon_t \quad \text{con} \quad E(\varepsilon / x) = 0 \quad [19]$$

Y, además, esta es la causa de que las estimaciones MCO de (17) no sean insesgadas, siendo la magnitud de este sesgo en la estimación de la pendiente de (17) proporcional al sesgo cometido al estimar la pendiente de (18):

$$E(\hat{\beta} - \beta) = \frac{\sigma_{uv}}{\sigma_v^2} E(\hat{\phi} - \phi) \quad [20]$$

donde $\hat{\beta}$ y $\hat{\phi}$ son los estimadores MCO de las pendientes de (17) y (18) respectivamente.

Por otro lado, Kendall (1954) muestra que el sesgo del estimador MCO de la pendiente de (18) es:

$$E(\hat{\phi} - \phi) = -\frac{(1+3\phi)}{T} \quad [21]$$

con T el tamaño muestral.

Teniendo en cuenta ambos sesgos se puede obtener una expresión para el estimador de β que corrija el anterior MCO en la cuantía del error cometido y que llamaremos estimador ajustado.

$$\hat{\beta}_A = \hat{\beta} + \frac{\sigma_{uv}}{\sigma_v^2} \left(\frac{1+3\phi}{T} \right) \quad [22]$$

Sin embargo, más importante que el sesgo producido en la estimación MCO son los errores que se cometen al analizar la significatividad de los mismos mediante un contraste

tradicional, puesto que su distribución muestral difiere de la que se utilizaría en el caso estándar (Stambaugh (1986), Mankiw y Shapiro (1986)). Un ejemplo muy ilustrativo de estos problemas lo podemos encontrar en el trabajo de Stambaugh (1999), que analiza la rentabilidad de los dividendos como predictor de rentabilidades, comparando el análisis frecuencial con el Bayesiano. En casos de estas características, es más aconsejable utilizar la distribución inferida por una simulación para analizar la significatividad de la variable explicativa en (17), que la normal supuesta en los contrastes clásicos. Así, en la mayoría de los estudios en los que existe este “sesgo de muestras pequeñas” provocado por la correlación entre el error y la variable independiente, se analiza la significatividad de la pendiente de la regresión a partir de la distribución muestral inferida mediante simulación o bootstrap⁹. Como ejemplos podemos citar el trabajo de Nelson y Kim (1993), en el que se considera como variable explicativa la rentabilidad de los dividendos y otras variables macroeconómicas, Kothari y Shanken (1997), que comparan el poder predictivo de la rentabilidad de los dividendos con el del ratio valor contable-valor de mercado, o Lewellen (1999) que analiza también, como los autores anteriores, la capacidad del ratio para explicar cambios temporales pero esta vez en la rentabilidad de activos individuales en lugar de un índice del mercado.

Así, en este punto vamos a utilizar un método de simulación con el fin de obtener los p-valores asociados a la hipótesis de que la pendiente de la ecuación (17) es cero. Cuando la covarianza entre los errores de (17) y (18) es cero, un análisis clásico de la relevancia del regresor y esta aproximación ofrecen los mismos resultados. Sin embargo, en este contexto, las conclusiones podrían diferir (Stambaugh (1999)).

El procedimiento de simulación que se va a seguir recibe el nombre de “bootstrap” y se diferencia del método de Monte Carlo en que las variables con las que comienza la simulación se extraen de forma aleatoria con reemplazamiento. Estas variables son los residuos de (17) y (18) obtenidos a partir de los estimadores MCO de los parámetros de estas ecuaciones¹⁰. De la serie temporal de este par de residuos (\hat{u}_t, \hat{v}_t) se escoge aleatoriamente uno, a partir del cual se genera la serie temporal de una pseudovariante para la rentabilidad y otra para el regresor:

⁹ Como veremos después, el sesgo que se produce al estimar mediante MCO es inversamente proporcional al tamaño muestral, y tiende a desaparecer cuando el tamaño de la misma es lo suficientemente grande.

¹⁰ Kothari y Shanken (1997) realizan el bootstrap a partir de los residuos ajustados. El uso de estos residuos en lugar de los obtenidos a partir de los estimadores MCO se justifica por el hecho de que los ajustados son más parecidos a los verdaderos errores. En este trabajo nos encontramos con el inconveniente de que el parámetro ajustado del AR es mayor que uno, y puesto que tanto los estimadores MCO como los ajustados son consistentes, el uso de residuos MCO no provoca resultados muy diferentes, dado que el número de repeticiones es lo suficientemente grande.

$$R_t^p = \alpha + \beta x_{t-1} + \hat{u}_t \quad [23]$$

$$x_t^p = c + \phi x_{t-1} + \hat{v}_t \quad [24]$$

Para ello, se toma como primer dato de x_{t-1} el valor histórico de esta variable al comienzo de la muestra, al parámetro β se le da un valor hipotético que dependerá de lo que se pretenda contrastar, como ϕ se utiliza el estimador MCO y los interceptos se obtienen con las expresiones (17) y (18) medias:

$$\alpha = \bar{R} - \hat{\beta}\bar{x} \quad \text{y} \quad c = (1 - \hat{\phi})\bar{x} \quad [25]$$

Una vez generadas las pseudovariantes se estima la pendiente de la ecuación (17) y se almacena el resultado. El procedimiento se repite 1000 veces, con lo cual tenemos un conjunto de 1000 estimaciones a partir del cual obtener la distribución empírica que luego es usada en la inferencia.

En cuanto a los contrastes sobre este parámetro, si queremos testar la hipótesis de que β es cero, generamos las pseudovariantes bajo ese valor hipotético del parámetro y calculamos la proporción del total de los 1000 estimadores simulados que son mayores que la pendiente estimada con la muestra original, si ésta es positiva, o el número de estimaciones simuladas menores al estimador histórico, cuando es negativo. El p-valor del contraste es dos veces esta proporción. Debemos tener en cuenta que este p-valor no es la probabilidad de que la hipótesis nula sea cierta, sino una medida de lo poco posible que es obtener la evidencia muestral bajo esa hipótesis nula, o, dicho de otra forma, la probabilidad de obtener, bajo la hipótesis nula, una pendiente histórica tan alejada de cero como la observada. La hipótesis alternativa no juega ningún papel en este contraste. Por eso, si la hipótesis nula de $\beta = 0$ es rechazada, podemos contrastar otras hipótesis repitiendo la simulación para distintos valores hipotéticos de β .

El procedimiento antes descrito se puede ampliar al caso en el que regresamos la rentabilidad sobre más de una variable.

$$\begin{aligned} R_t &= \alpha + \beta_1 x_{1t-1} + \dots + \beta_k x_{kt-1} + u_t \\ x_{1t} &= c_1 + \phi_1 x_{1t-1} + v_{1t} \\ &\dots \\ x_{kt} &= c_k + \phi_k x_{kt-1} + v_{kt} \end{aligned} \quad [26]$$

con $\sigma_{uv_1} \neq 0 \dots \sigma_{uv_k} \neq 0$.

Se estima el sistema de ecuaciones anterior y se extrae al azar una observación del conjunto de $k+1$ series de residuos. A partir de estos residuos y dando el valor cero al parámetro β_j para el que se va a obtener la distribución empírica, se generan las pseudovariantes. El resto de parámetros toman el valor estimado con la muestra original.

Los resultados de la simulación están en la tabla 5. En ella se presentan las probabilidades de que cada parámetro sea igual a cero de forma individual según la distribución inferida mediante el bootstrap. En el panel A se utiliza la rentabilidad del índice equiponderado y en el B la del ponderado.

Si comparamos los p-valores del panel A de esta tabla con los obtenidos en la tabla 3, vemos que, en el periodo muestral total, se ha producido una pérdida general de significatividad en todas las variables. Los estimadores MCO indicaban que BM era una variable significativa al 10%, tanto considerada exclusivamente como junto a las demás. Los resultados del bootstrap, sin embargo, sólo confieren relevancia a esta variable cuando se combina con DY. Ahora bien, la relevancia de BM es algo mayor, aunque el nivel de significación sigue siendo el 10%, y DY también aparece como variable importante, cosa que no se detectaba mediante el contraste clásico. Si realizamos la prueba utilizando las submuestras, podemos comprobar que la relevancia que presentaban las variables BM y DY en la tabla 3, no sólo se confirma mediante la simulación, sino que todavía es mayor. Así por ejemplo, en el segundo periodo muestral, se obtiene que la probabilidad de que la pendiente de BM sea cero, cuando se combina con DY, es cero. En cuanto a ET, a pesar de tener parámetro negativo en algunos casos, el procedimiento de bootstrap informa de que no es una variable con capacidad para predecir la rentabilidad, al igual que indicaban los p-valores obtenidos mediante el contraste clásico de significatividad individual.

En el panel B de la tabla 5 tenemos los p-valores de significatividad de cada variable explicativa, cuando la explicada es la rentabilidad del índice ponderado por valor.

TABLA 5: P-valores obtenidos por bootstrap

Panel A: Índice equiponderado $RE_t = \alpha + \beta_1 BM_{t-1} + \beta_2 DY_{t-1} + \beta_3 ET_{t-1} + u_t$								
Periodo 1:82 a 12:98			Subperiodo 1:82 a 6:90			Subperiodo 7:90 a 12:98		
$H_0 : \beta_1 = 0$	$H_0 : \beta_2 = 0$	$H_0 : \beta_3 = 0$	$H_0 : \beta_1 = 0$	$H_0 : \beta_2 = 0$	$H_0 : \beta_3 = 0$	$H_0 : \beta_1 = 0$	$H_0 : \beta_2 = 0$	$H_0 : \beta_3 = 0$
0.492			0.944			0.348		
	0.388			0.990			0.404	
		0.750			0.508			0.704
0.076**	0.098**		0.034*	0.022*		0.000*	0.002*	
0.206		0.408	0.532		0.330	0.476		0.976
	0.362	0.646		0.652	0.330		0.056**	0.976
0.102	0.126	0.600	0.070**	0.040*	0.720	0.000*	0.000*	0.378
Panel B: Índice ponderado $RV_t = \alpha + \beta_1 BM_{t-1} + \beta_2 DY_{t-1} + \beta_3 ET_{t-1} + u_t$								
Periodo 1:82 a 12:98			Subperiodo 1:82 a 6:90			Subperiodo 7:90 a 12:98		
$H_0 : \beta_1 = 0$	$H_0 : \beta_2 = 0$	$H_0 : \beta_3 = 0$	$H_0 : \beta_1 = 0$	$H_0 : \beta_2 = 0$	$H_0 : \beta_3 = 0$	$H_0 : \beta_1 = 0$	$H_0 : \beta_2 = 0$	$H_0 : \beta_3 = 0$
0.844			0.918			0.394		
	0.536			0.806			0.422	
		0.620			0.490			0.818
0.916	0.652		0.134	0.082**		0.000*	0.000*	
0.352		0.266	0.530		0.180	0.474		0.844
	0.270	0.244		0.524	0.230		0.094**	0.294
0.964	0.552	0.304	0.304	0.266	0.396	0.004*	0.000*	0.396

La rentabilidad mensual del índice de mercado se regresa sobre el primer retardo de una o varias de las tres variables siguientes: BM, cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice, DY, rentabilidad de los dividendos del índice y ET, un término de estructura para los tipos de interés. Además, cada variable explicativa sigue un proceso AR 1. Una vez estimadas las regresiones por MCO y calculados sus residuos, se generan todas las variables, dependiente e independientes, a partir de la elección aleatoria de un valor de los residuos anteriores y el valor hipotético de cero para el parámetro objeto del contraste de significatividad individual. Una vez generadas las nuevas series para las variables de la regresión, se vuelven a estimar sus parámetros. El proceso se repite 1000 veces, obteniendo una serie de 1000 estimadores simulados. El p-valor del contraste será dos veces la proporción estimadores simulados mayores (menores) que el obtenido con la muestra original, en caso de que éste sea positivo (negativo). * indica significatividad al 5% y ** al 10%. La tabla consta de dos paneles: en el panel A, la variable dependiente es un índice equiponderado del mercado y en el panel B, un índice ponderado en base al valor de cada activo. Dentro de cada panel se distinguen tres periodos muestrales.

Como vemos, y así era de esperar, BM y DY pierden importancia con respecto al panel A, puesto que estos ratios agregados se obtienen como media aritmética de los correspondientes a cada activo de la muestra y no como media ponderada. Los p-valores de ET ahora son menores que en el caso del índice equiponderado, aunque sigue sin ser relevante. Comparando estos resultados con los de la tabla 4, vemos que la importancia que presentaban BM y DY mediante el estadístico t se mantiene con los resultados del bootstrap y con p-valores tan pequeños como los obtenidos en el panel anterior.

La conclusión que podemos extraer de este análisis es que tanto el cociente entre valor contable y valor de mercado como la rentabilidad de los dividendos, ambos ratios agregados, son variables representativas en la explicación de la rentabilidad futura. Esta representatividad es más fuerte si analizamos la muestra en dos partes, sobre todo en lo que se refiere al periodo posterior a junio de 1990. Para el periodo total, que abarca desde enero de 1982 a diciembre de 1998, la importancia todavía se mantiene, aunque con menor nivel de significatividad, debido a que los parámetros de estas dos variables cambian de signo entre subperiodos. Además, BM y DY muestran mayor capacidad en la predicción de un índice equiponderado de los activos de la muestra frente a uno ponderado por valor, puesto que estas variables se han construido agregando equiponderadamente las correspondientes individuales.

5. Estimación.

En esta sección se describe la metodología utilizada en la estimación del modelo que se estudia. Retomemos el modelo representado en la ecuación (16), pero ahora sin el término que corresponde a la varianza de la rentabilidad del activo, ya que se puede eliminar desde el uso de rentabilidades brutas. Suponiendo que existen N activos, se cumple la siguiente expresión para sus rentabilidades:

$$E_t(R_{i,t+1}) - R_{f,t+1} = \gamma \sigma_{im,t} + \left((\gamma - 1) - \frac{\theta v}{\psi} \right) \sum_{k=1}^K \lambda_k \sigma_{ik,t} \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad [27]$$

La versión *ex-post* de la ecuación anterior es:

$$v_{i,t+1} = R_{i,t+1} - R_{f,t+1} - b_m(\omega_{1,t+1} r_{i,t+1}) - b_{sc} \sum_{k=1}^K \lambda_k (\omega_{k,t+1} r_{i,t+1}) \quad \forall i = 1, 2, \dots, N \quad [28]$$

donde $v_{i,t+1}$ es un término de error, $\omega_{k,t+1}$ los componentes del vector de residuos del VAR, $b_m = \gamma$ es el precio del factor de mercado y $b_{sc} = \left((\gamma - 1) - \frac{\theta v}{\psi} \right)$ es el precio de la combinación de todos los factores o instrumentos considerados.

Se trata entonces de estimar conjuntamente, mediante el método generalizado de los momentos (MGM), los parámetros de (28) y los parámetros del VAR, del mismo modo que lo hacen Campbell (1996) y Hardouvelis, Kim y Wizman (1996) para los datos del mercado americano¹¹. La filosofía de esta metodología consiste en buscar el valor de los parámetros a estimar tal que se cumplan las condiciones de ortogonalidad, esto es, que los residuos del VAR y los de la ecuación de sección cruzada (28) estén incorrelacionados.

$$E_t(w_{t+1} \cdot v_{1,t+1} \dots v_{N,t+1}) = 0$$

Con $(K+1)$ instrumentos y N activos, tendremos $(K+1) \cdot (N+K)$ condiciones de ortogonalidad.

Para realizar la estimación, primero se ha de establecer la función objeto de minimizar. Con ese fin, definimos los siguientes vectores de $(N+K)$ y $(N+K) \cdot (K+1)$ componentes, respectivamente:

$$u_{t+1} = (\omega_{t+1}, v_{1,t+1}, \dots, v_{N,t+1}) \quad , \quad f_t(b) = (u_{t+1} \otimes (Z_t, 1))$$

siendo $(Z_t, 1)$ la matriz que recoge las variables del VAR más una constante, b el vector de los parámetros a estimar y el operador \otimes el producto Kronecker.

Entonces, se trata de elegir el valor de b tal que se minimice la siguiente forma cuadrática:

$$J_T(b) = g_T(b)' W_T g_T(b)$$

donde:

$$g_T(b) = \frac{\sum_{t=1}^T f_t(b)}{T} \quad , \quad W_T = \left[\frac{\sum_{t=1}^T (u_{t+1} u_{t+1}' \otimes (Z_t, 1)(Z_t, 1'))}{T} \right]^{-1}$$

¹¹ A partir de aquí, haremos referencia a este trabajo con las iniciales de sus autores (HKW).

y T el tamaño muestral.

El vector $g_T(b)$ tiene $(N+K)*(K+1)$ elementos, y la matriz de ponderaciones, W_T , tiene $(N+K)*(K+1)$ filas y $(N+K)*(K+1)$ columnas.

Para comenzar a minimizar es necesario establecer unos valores iniciales para los parámetros. Para su obtención, se realiza una primera estimación en dos etapas: primero se estiman los parámetros del VAR mediante MCO y se calculan sus residuos; éstos constituyen las variables explicativas del modelo de la ecuación (28) y entonces se estiman sus parámetros, mediante MGM. Todos ellos se imponen como condición inicial y se vuelven a estimar, por MGM, pero ahora de forma conjunta. Una vez obtenidos los resultados, se comprueba que efectivamente son mínimos globales mediante la representación de la función que se está optimizando respecto de cada uno de los parámetros estimados. Si la solución de alguno de ellos no fuera un mínimo o no fuera el mínimo global, se repite la minimización únicamente respecto de ese parámetro dándole al resto el valor obtenido antes como mínimo. Hecho esto, se vuelve a minimizar respecto de todos los parámetros imponiendo ahora como condición inicial para el parámetro en cuestión la solución de la minimización anterior. De nuevo, se comprueba gráficamente que todas las estimaciones son mínimos globales.

Una vez estimados los parámetros del modelo, se realiza un contraste de especificación del mismo. Hansen (1982) demuestra que el valor de $J_T T$ en el punto mínimo se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con el número de condiciones de ortogonalidad menos el número de parámetros como grados de libertad. Por lo tanto, para poder realizar el contraste es necesario que el modelo este sobreidentificado, es decir, que el número de condiciones de ortogonalidad sea mayor que el número de parámetros.

El número de parámetros a estimar dependerá de si utilizamos un modelo sin restringir, o se imponen restricciones que indica Campbell sobre el precio de los factores. En el primer caso, podemos reescribir la ecuación (28) de la siguiente forma:

$$v_{i,t+1} = R_{i,t+1} - R_{f,t+1} - \sum_{k=1}^K b_k (\omega_{k,t+1} r_{i,t+1}) \quad \forall i = 1, 2, \dots, N$$

Así tenemos un modelo multifactorial de K factores y se tendrán que estimar K parámetros b_k más los $(K+1)*K$ parámetros del VAR.

Si además se cumple que:

$$b_1 = b_m + b_{sc} \lambda_1 \quad y \quad b_k = b_{sc} \lambda_k \quad \forall k = 2, 3, \dots, K$$

el modelo que se contrastará será el de dos factores de Campbell analizado antes teóricamente.

$$v_{i,t+1} = R_{i,t+1} - R_{f,t+1} - b_m (\omega_{1,t+1} r_{i,t+1}) - b_{sc} \sum_{k=1}^K \lambda_k (\omega_{k,t+1} r_{i,t+1}) \quad \forall i = 1, 2, \dots, N$$

Ahora el número de parámetros a estimar es de $((K+1)*K)+2$, los $(K+1)*K$ del VAR más b_m y b_{sc} .

Por último, el modelo de Campbell también se estima imponiendo la restricción de homocedasticidad ($v = 0$).

$$v_{i,t+1} = R_{i,t+1} - R_{f,t+1} - b_m (\omega_{1,t+1} r_{i,t+1}) - (b_m - 1) \sum_{k=1}^K \lambda_k (\omega_{k,t+1} r_{i,t+1}) \quad \forall i = 1, 2, \dots, N$$

En este caso, el número de parámetros es de $((K+1)*K)+1$, los $(K+1)*K$ del VAR más b_m .

6. Resultados.

En este apartado se presentan los resultados de la estimación MGM de los parámetros de tres modelos, que se detallan posteriormente, y para tres conjuntos de instrumentos que configuran el vector autorregresivo. Un primer paso consiste en estimar los parámetros de este vector mediante MCO, para imponer estos resultados como condición inicial en la estimación conjunta mediante MGM.

En la tabla 6 tenemos estas estimaciones, sus respectivos estadísticos t de significatividad individual entre paréntesis y en las dos últimas columnas los coeficientes de determinación de cada una de las ecuaciones que componen el VAR. La tabla 7 se divide en tres paneles en función de variables que se van a considerar como factores del modelo. En el panel A, las variables del VAR son la rentabilidad del mercado, el ratio valor contable-valor de mercado y la rentabilidad de los dividendos; el panel B recoge las estimaciones de un

vector autorregresivo que incluye como variables la rentabilidad del mercado, el ratio valor contable-valor de mercado y el término de estructura de los tipos de interés; el último caso analizado es el que considera las cuatro variables a la vez. También se realizan las estimaciones para dos subperiodos aunque no se presentan. Campbell (1996) y Hardouvelis, Kim y Wizman (1996) también realizan una primera estimación MCO de los parámetros del VAR, aunque el conjunto de instrumentos que utilizan es diferente. Campbell considera cinco factores: la rentabilidad de un índice del mercado, la rentabilidad de los ingresos laborales, la rentabilidad de los dividendos, un término que recoge las innovaciones en los tipos de interés a corto plazo y un término de estructura temporal de tipos de interés. Por su parte, HKW utilizan sólo tres de estos factores: el mercado, rentabilidad de los dividendos y las innovaciones en los tipos de interés trimestrales. En un segundo estudio, estos autores amplían el vector autorregresivo con el consumo para comparar los modelos analizados con los que incluyen esta variable.

TABLA 6: Estimaciones MCO del VAR

Panel A							
	Constante	Rm	BM	DY	R ²	R ² ajust.	
Rm	0.0121 (1.06)	0.2487* (3.63)	0.0175 (1.13)	-0.4622 (-0.72)	0.08	0.07	
BM	-0.0094 (-0.79)	-0.9043* (-12.65)	0.9612* (59.45)	1.6443* (2.47)	0.99	0.99	
DY	0.0016* (2.91)	-0.033* (-10.21)	0.0013** (1.71)	0.9333* (30.54)	0.98	0.98	
Panel B							
	Constante	Rm	BM	ET	R ²	R ² ajust.	
Rm	0.0063 (0.75)	0.2496* (3.65)	0.0103 (1.61)	-2.8534 (-0.93)	0.08	0.07	
BM	0.0114 (1.31)	-0.9055* (-12.92)	0.9852* (150.51)	11.4865* (3.64)	0.99	0.99	
ET	3.53E-05 (0.50)	3.73E-05 (0.07)	3.90E-05 (0.74)	0.9132* (35.98)	0.91	0.91	
Panel C							
	Constante	Rm	BM	DY	ET	R ²	R ² ajust.
Rm	0.0112 (0.98)	0.2455* (3.57)	0.0194 (1.24)	-0.4094 (-0.64)	-2.6654 (-0.86)	0.08	0.06
BM	-0.0057 (-0.49)	-0.8912* (-12.78)	0.9534* (59.93)	1.4298* (2.191)	10.8300* (3.45)	0.99	0.99
DY	0.00166* (3.04)	-0.0332* (-10.14)	0.0011 (1.50)	0.9292* (30.34)	0.2060 (1.40)	0.98	0.98
ET	0.0001 (1.11)	-2.07E-05 (-0.04)	0.0002 (1.31)	-0.0058 (-1.10)	0.9159* (35.94)	0.91	0.91

Los resultados se basan en 203 observaciones mensuales (2:1982 a 12:1998). Como variables del vector autorregresivo se van a considerar: la rentabilidad de un índice equiponderado del mercado (Rm), el cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice (BM), la rentabilidad de los dividendos del índice (DY) y un término de estructura para los tipos de interés medido como la diferencia entre la rentabilidad de los tipos a largo y la de los tipos a corto plazo (ET). La composición del vector cambia en los distintos paneles: Rm, BM y DY en el panel A, Rm, BM y ET en el panel B, y las cuatro en el panel C. Debajo de las estimaciones están los correspondientes estadísticos t entre paréntesis. * indica significatividad al 5% y ** al 10%. En las dos últimas columnas tenemos los coeficientes de determinación de cada ecuación, expresados en tantos por cien.

La primera ecuación del VAR es la que tiene como variable dependiente la rentabilidad del mercado (fila 1). Como podemos observar, y en los tres paneles de estimaciones, esta es la regresión que peor se ajusta, con coeficientes de ajuste en torno al 8%.

Al contrario ocurre con el resto de factores, que están muy bien especificados con los retardos de sí mismos y de los demás, presentando coeficientes de ajuste superiores al 90%. Así ocurre también en las estimaciones del VAR realizadas por Campbell (1996) y HKW (1996), pudiendo observar coeficientes de determinación de magnitud similar en las ecuaciones referidas a los factores considerados aquí. Por otro lado, estos resultados eran de esperar, pues en los estadísticos descriptivos pudimos ver la alta persistencia de todas las variables, excepto la rentabilidad del mercado, junto con altas correlaciones entre ellas. Sin embargo, si nos fijamos en la relación que mantiene la rentabilidad del mercado con los retardos del resto de factores, los resultados contradicen a los obtenidos en los trabajos citados. Por un lado, como se aprecia en la tabla, la rentabilidad pasada es un factor significativo, no sólo en la predicción de sí misma sino también en la predicción de los demás factores, mientras que esta importancia desaparece en todas las ecuaciones del VAR estimado con datos americanos. Por otro, en la predicción de la rentabilidad del mercado, vemos que tanto DY como ET presentan pendiente negativa, aunque no significativa, al contrario que en los trabajos citados, en los que ambas variables afectan a la rentabilidad futura de forma positiva y significativa. Estas diferencias se explican por la inclusión del ratio BM en nuestras estimaciones, algo que no hacen los estudios anteriores.

Tanto en los tres modelos como para los tres periodos muestrales considerados, es de destacar la ecuación del VAR referida al ratio BM. Podemos observar que todos los parámetros de la ecuación con la que se pretende predecir este ratio son altamente significativos, ofreciendo, por tanto, un ajuste de más del 99% en todos los casos. En esta ecuación, el parámetro de la rentabilidad del mercado es negativo en todas las estimaciones, debido a la relación inversa que estas dos variables mantienen. Si un mes los precios de las acciones son altos y con ello su rentabilidad crece, el ratio valor contable-valor de mercado el mes siguiente será bajo debido a que los precios del mes anterior forman parte del denominador del mismo. La variable más relevante en la predicción de BM es ella misma retardada, debido, de nuevo, a la alta autocorrelación que presenta. En cuanto a DY, es una variable significativa para la predicción del ratio tanto cuando se considera junto con ET como cuando no, pero los niveles de significación son mucho menores que los del mercado o BM retardado.

Por último, la variable que representa la estructura de los tipos de interés es la menos relevante en la determinación de BM. Además es la variable menos estable en el tiempo. En el

primer subperiodo, su parámetro es positivo y es significativa al 5%, si no se incluye la rentabilidad de los dividendos, y al 10%, si se incluye. En el segundo subperiodo, el parámetro pasa a ser negativo en ambos casos, aunque no significativo. Por último, en el periodo total, el signo es positivo y la variable es significativa en ambos casos.

En cuanto a la predicción de DY, las variables significativas son el mercado y ella misma retardada. El parámetro de Rm es negativo por la misma razón que lo es en la ecuación para BM; el numerador de Rm un periodo es el denominador de DY en el siguiente. Así ocurre también en los trabajos de Campbell y HKW. La relación entre BM y DY es positiva en ambos sentidos: cuando BM es la variable dependiente como cuando lo es DY. Hay que pensar que ambas se mueven en la misma dirección y de forma muy paralela y los meses buenos suelen ir seguidos de meses buenos y viceversa.

La última ecuación se refiere a la variable ET, en la que podemos ver, como en Campbell, que su pasado es la única variable que determina su comportamiento. Las relaciones entre ET y DY son poco estables y no significativas.

A continuación se realizan las estimaciones conjuntas MGM de los parámetros del vector autorregresivo y de las ecuaciones para las rentabilidades de las carteras. En las tablas 7, 9 y 10 aparecen, de arriba a bajo, las estimaciones de los parámetros del VAR, de los pesos con los que se va a ponderar cada factor en el modelo de Campbell (λ_k) y de las pendientes de los factores en las ecuaciones para cada una de las diez carteras de tamaño (b_k), así como los estadísticos t de significatividad individual, debajo de cada uno de ellos entre paréntesis. En las dos últimas filas, se presentan dos estadísticos Chi-cuadrado para la realización de dos contrastes. El primero (H) es el propuesto por Hansen (1982) para contrastar la especificación del modelo y debajo está el estadístico de Wald (W) para contrastar restricciones sobre los parámetros. Al lado de las letras H o W, que denotan los estadísticos, entre paréntesis aparecen los grados de libertad que tiene la distribución en cada caso, y entre corchetes sus p-valor. Cada una de las tablas está dividida en tres bloques, de izquierda a derecha, que se refieren a diferentes ecuaciones de sección cruzada. Al lado izquierdo está el modelo 1, que es un modelo multifactorial en el que los factores son las covarianzas entre la rentabilidad de cada cartera y las innovaciones en los instrumentos del vector autorregresivo, y el precio de éstos se estima sin imposición de restricciones.

$$R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = \sum_{k=1}^K b_k (\omega_{k,t+1} r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, 2, \dots, N$$

Como vemos en la expresión anterior, los parámetros λ no juegan ningún papel en esta especificación del modelo, pero sus estimaciones también se presentan porque ofrecen información sobre los modelos que se estiman a continuación.

El modelo 2 es el Campbell (1993). En este caso los factores de riesgo son dos: el primero es la covarianza entre la rentabilidad de cada cartera y las innovaciones en la rentabilidad del mercado, que tiene la consideración de factor en sí mismo, y el segundo se obtiene como combinación lineal de todos los factores considerados en el modelo sin restringir ponderados por sus importancias a la hora de predecir la rentabilidad del mercado, incluido el primero.

$$R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_m (\omega_{1,t+1} r_{i,t+1}) + b_{sc} \sum_{k=1}^K \lambda_k (\omega_{k,t+1} r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, 2, \dots, N$$

Este no es más que un caso particular del modelo 1, en el que, en lugar de estimar los parámetros libremente, se imponen las siguientes restricciones sobre ellos:

$$b_1 = b_m + b_{sc} \lambda_1 \quad \text{y} \quad b_k = b_{sc} \lambda_k \quad \forall k = 2, 3, \dots, K$$

Además, dada la especificación del modelo, la estimación de b_m informa del valor del coeficiente de aversión relativa al riesgo.

El último bloque (modelo 3) recoge las estimaciones de un modelo aún más restringido que el anterior. Ahora se supone que la rentabilidad y el crecimiento del consumo son variables homocedásticas, lo cual da lugar a la siguiente relación entre los parámetros del modelo 2:

$$b_{sc} = b_m - 1$$

y el modelo a estimar es, por tanto,

$$R_{i,t+1} - R_{f,t+1} + \sum_{k=1}^K \lambda_k (\omega_{k,t+1} r_{i,t+1}) = b_m \left[(\omega_{1,t+1} r_{i,t+1}) + \sum_{k=1}^K \lambda_k (\omega_{k,t+1} r_{i,t+1}) \right] + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, 2, \dots, N$$

Todas las tablas presentadas se refieren al periodo comprendido entre febrero de 1982 y diciembre de 1998. Sin embargo, también se ha hecho el análisis por subperiodos y los resultados están a disposición de cualquier interesado.

En la tabla 7 las variables que componen el vector autorregresivo son R_m , BM y DY . Las estimaciones de los parámetros del VAR están en la línea de los obtenidos mediante MCO y no difieren sustancialmente entre el modelo sin restringir y los restringidos. La diferencia más importante está en las pendientes de BM y DY en la ecuación para la rentabilidad del mercado en los modelos 2 y 3, ya que, como vemos, son significativas al contrario que ocurría en la estimación MCO del VAR. Puede que en esta estimación, como en la del modelo 1, la importancia de DY y BM desaparezca como consecuencia de los cambios de signo en las dos submuestras, en las que ambas variables son significativas al 5 % de nivel. BM viene muy bien explicado por su pasado, aunque la rentabilidad del mercado también es altamente significativa y con pendiente negativa. Por subperiodos DY también es una variable importante en la predicción de BM , aunque menos que RM . En cuanto al comportamiento de DY viene determinado por R_m y su propio retardo. El parámetro de R_m en esta última ecuación del VAR es negativo al igual que ocurre en la ecuación para BM y la explicación es la misma.

En esta tabla, debajo de las estimaciones de los parámetros del VAR, aparecen los λ_k , que se obtienen como función de los parámetros anteriores referidos a la ecuación k correspondiente al vector autorregresivo. Podemos interpretar estos valores como una medida global de la importancia de cada variable dentro del sistema de ecuaciones que constituye este vector, y el hecho de no ser significativos, en términos generales, no es importante, puesto que su función no es medir la relevancia de cada factor de riesgo, sino darles un peso a la hora de incorporarlos al modelo de Campbell.

Lo siguiente es analizar las estimaciones de los parámetros b . Si nos fijamos en las estimaciones del modelo sin restricciones (modelo 1), podemos ver que el factor que representa al mercado no es significativo, al contrario que ocurre con BM y DY , que son altamente significativos aunque presentan signos contrarios. b_2 es negativo, indicando que si una cartera tiene covarianza positiva con las innovaciones en la variable BM su rentabilidad se mueve inversamente a esta fuente de riesgo. La relación entre la rentabilidad y el factor DY es positiva. En este caso, el estadístico de Hansen (1982) indica que no se pueden rechazar las restricciones de sobreidentificación del modelo, con un p-valor del 91 %. Podemos comparar estos resultados con los obtenidos por HKW (1996), que estiman y contrastan, como en este trabajo, un modelo de factores sin restricciones sobre sus precios y el modelo de Campbell.

TABLA 7: Estimación conjunta MGM del VAR con tres factores y las ecuaciones para las diez carteras

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Rm	BM	DY	Rm	BM	DY	Rm	BM	DY
Rm	0.18302* (3.01)	0.01525 (1.36)	-0.64907 (-1.33)	0.07021** (1.73)	0.02502* (3.21)	-0.9041* (-2.66)	0.09234* (2.12)	0.017476* (2.81)	-0.5742** (-1.88)
BM	-0.8422* (-17.98)	0.96546* (72.38)	0.69793 (1.35)	-0.7473* (-14.53)	1.01263* (70.23)	0.09415 (0.18)	-0.7716* (-14.32)	0.98495* (76.99)	1.37767* (2.21)
DY	-0.0327* (-11.17)	0.00039 (0.57)	0.97979* (34.45)	-0.0311* (-10.20)	0.00043 (0.60)	0.99893* (36.56)	-0.0319* (-11.22)	0.00099* (2.08)	0.96480* (50.89)
λ	0.9488 (0.66)	0.3780 (0.69)	-28.253 (-0.58)	-0.8849 (-1.50)	1.1921 (1.50)	0.5005 (0.13)	-0.7364* (-9.21)	0.5282* (4.11)	11.430* (3.38)
	b₁	b₂	b₃	b_m	b_{sc}		b_m		
	1.424 (1.03)	-23.886* (-6.06)	434.99* (4.29)	13.211* (4.94)	11.246** (1.74)		13.634* (5.39)		
\mathbf{X}^2	H(37)=26.18 [0.91]			H(38)=35.99 [0.56]			H(39)=32.32 [0.77]		
\mathbf{X}^2	$H_0: b_2 / \lambda_2 = b_3 / \lambda_3$ W(1)=0.4841 [0.49]			$H_0: b_{sc} = b_m - 1$ W(1)=0.00168 [0.97]					

Modelo 1: $R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_1(w_{1,t+1}r_{i,t+1}) + b_2(w_{2,t+1}r_{i,t+1}) + b_3(w_{3,t+1}r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, \dots, 10$

Modelo 2: $R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_m(w_{1,t+1}r_{i,t+1}) + b_{sc} \sum_{k=1}^3 (\lambda_k w_{k,t+1}r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, \dots, 10$

Modelo 3: $R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_m(w_{1,t+1}r_{i,t+1}) + (b_m - 1) \sum_{k=1}^3 (\lambda_k w_{k,t+1}r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, \dots, 10$

Los resultados se basan en 203 observaciones mensuales (2:1982 a 12:1998). En la parte superior de la tabla se presentan las estimaciones, y sus correspondientes estadísticos t de significatividad individual entre paréntesis, de los parámetros del VAR con tres factores: rentabilidad de un índice equiponderado del mercado (Rm), el cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice (BM) y rentabilidad de los dividendos pagados por el índice (DY), para cada uno de los tres modelos considerados. Justo debajo aparecen los pesos de cada factor calculados como combinación de todas las pendientes de ese factor en cada ecuación del VAR (λ). A continuación, se presentan las estimaciones de los parámetros de uno de los tres modelos para las carteras, con sus estadísticos t también entre paréntesis. * indica significatividad al 5% y ** al 10%. En las dos últimas filas están los resultados de dos contrastes chi-cuadrado: H es el estadístico de Hansen(1982) para el contraste de sobreidentificación del modelo y W es el contraste de Wald de la restricción indicada sobre los parámetros del modelo al que corresponde. En ambos casos, al lado de la letra que denota al estadístico aparecen los grados de libertad y al lado del valor del mismo su p-valor, entre corchetes.

Utilizan datos trimestrales, diez carteras de capitalización, y como factores: la rentabilidad de un índice ponderado de activos del NYSE y AMEX, la rentabilidad de los dividendos de ese índice y el cambio en la rentabilidad media trimestral del T-Bill a tres meses. Podemos comprobar que los parámetros del modelo sin restringir son todos significativos, siendo el de menor importancia el correspondiente al mercado. Como en esta tabla 7, el coeficiente de DY es positivo y con niveles de significatividad parecidos, aunque los autores no utilizan en su estudio la variable BM.

Antes de pasar al modelo 2, podemos detenernos un instante en las relaciones que guardan los b_k y los λ_k en el modelo sin restringir. Si el modelo de Campbell fuese correcto, podríamos extraer una parte común de las pendientes 2 y 3 del modelo sin restringir. Esta parte sería el parámetro denotado por b_{sc} en la ecuación referida al modelo 2, que además debería cumplir la siguiente relación:

$$b_{sc} = \frac{b_k}{\lambda_k} \quad \forall k = 2, 3.$$

Si observamos los valores estimados de λ_k y b_k para los factores dos y tres del modelo sin restringir, parece que la relación anterior se cumple en cuanto a signos, y b_{sc} debería tener signo negativo, pero la cuantía de estos cocientes es distinta (63 para $k=2$ y 15 para $k=3$). Para cuantificar si esta diferencia es significativa, realizamos un contraste de Wald sobre el modelo sin restringir. El resultado del estadístico chi-cuadrado (W) y su p-valor, entre corchetes, aparecen en el lado izquierdo de la última fila de la tabla.

En este caso y para todos los modelos, la distribución del estadístico de Wald tiene un grado de libertad, dado que se contrasta una única restricción. Como vemos, a pesar de la diferencia existente entre los dos cocientes entre b_k y λ_k para el modelo 1, el contraste no indica que se rechace la igualdad entre ambos. De ahí que, como veremos después, el modelo sujeto a esta restricción tampoco será rechazado mediante el contraste de Hansen.

A continuación, se estima el modelo con dos factores de Campbell (modelo 2). En este caso, al contrario que en el anterior, la pendiente del factor de mercado (b_m) es alta y significativa, restando importancia al conjunto ponderado de todos los factores, ya que b_{sc} sólo es relevante al 10% y ningún λ_k es significativo. Igual que en el modelo 1, estos resultados también son similares a los obtenidos por HKW: b_m y b_{sc} son positivos y significativos, mientras que los parámetros λ_k pierden significatividad. Curiosamente, el

signo de b_{sc} es positivo en contra de las previsiones hechas en base a las estimaciones del modelo 1. Esto no tiene porqué sorprender, puesto que los parámetros del VAR en este modelo han cambiado, y por tanto, también los valores de λ_k y sus signos.

Recordando la base teórica de este modelo, la pendiente del primer factor (b_m) representa al coeficiente de aversión relativa al riesgo. Su estimación ofrece un valor de 13.21, muy grande si lo comparamos con otras estimaciones de tal parámetro con datos del mercado español. Así por ejemplo tenemos los trabajos de Alonso, Rubio y Tusell (1988 y 1990), en los que estiman el coeficiente de aversión relativa al riesgo a partir de un modelo con preferencias isoelásticas y sin usar datos de consumo mediante la transformación propuesta por Rubinstein (1976). Los autores utilizan datos mensuales referidos al periodo entre diciembre de 1962 y diciembre de 1984, con los cuales obtienen una estimación de aproximadamente 3.8 en ambos trabajos. Además, ofrecen evidencia de la inestabilidad del parámetro en el tiempo, puesto que al repetir la estimación por subperiodos se observa cómo con datos anteriores a 1975 el estimador está en torno a 7 y con datos posteriores, en torno a 1. Con datos más recientes tenemos los resultados del trabajo de Rodríguez (1998), que emplea frecuencia trimestral y para un periodo que abarca desde 1974 hasta 1992. En este trabajo, las estimaciones del coeficiente son inferiores a 3 en todas las pruebas realizadas con los conjuntos de instrumentos adecuados, salvo en uno de los 27 casos analizados¹². Ahora bien, en las referencias anteriores, las estimaciones se derivan de modelos diferentes al analizado en este trabajo. De hecho, si observamos los resultados obtenidos por Campbell (1996) o HKW (1996), los valores para este coeficiente son sustancialmente mayores. Ambos trabajos utilizan rendimientos del NYSE para el análisis de sección cruzada y en un periodo de tiempo similar, pero difieren en la frecuencia y en la construcción de las carteras. Campbell estima su modelo de dos factores bajo homocedasticidad incorporando los rendimientos del trabajo para mejorar la medición de la rentabilidad de la riqueza¹³. Sus estimaciones del coeficiente de aversión relativa al riesgo varían dependiendo de la frecuencia de los datos: con datos mensuales obtiene un valor superior a 20, y con anuales, un rango entre 2.5 y 10. En cuanto a la estimación de b_m que obtienen HKW, sin suponer homocedasticidad (panel B), es de 8.61 y significativa.

¹² En realidad, la autora estima 4 modelos para dos tipos de muestras (agregada y desagregada por sectores) y 5 conjuntos de instrumentos, resultando en 40 valores estimados para el coeficiente de aversión relativa al riesgo. Sin embargo, se descartan los resultados correspondientes al quinto conjunto de instrumentos, en el caso agregado y a los conjuntos 1 y 2, en la estimación desagregada. Por eso, aquí se hace referencia únicamente a 27 casos.

¹³ Esta incorporación no supone tal mejora puesto que después se comprueba que este factor no incorpora información en la explicación de la rentabilidad de las carteras.

Observando la penúltima fila de este bloque central de la tabla 7, podemos ver cómo el contraste de sobreidentificación tampoco rechaza este modelo, como se esperaba, aunque su p-valor es bastante inferior al del modelo sin restringir. Por otro lado, podemos observar la relación que mantienen los parámetros b_m y b_{sc} del modelo 2 para tener una idea de si sería correcto suponer que rentabilidades y crecimiento del consumo son homocedásticas. Si esto fuera así, debería cumplirse $b_{sc} = b_m - 1$. Unas estimaciones de 13.21 para b_m y 11.25 para b_{sc} nos anuncian el resultado que se obtiene al contrastar tal restricción mediante el test de Wald: se acepta la hipótesis nula con un 97 % de probabilidad.

Por último, bajo el modelo 3, se presentan los resultados de estimar el modelo de Campbell homocedástico. En este caso, el modelo sólo tiene una pendiente (b_m) que de nuevo representa al coeficiente de aversión relativa al riesgo. Su estimación es positiva y significativa, y de magnitud parecida a obtenida por Campbell en la estimación de su modelo bajo homocedasticidad, sin tener en cuenta los rendimientos del trabajo y con datos mensuales. El contraste de Hansen sigue sin rechazar el modelo con un p-valor del 77 %. Es el único caso de los tres en el que las λ_k son significativas, diferenciando así la importancia de cada factor en el modelo, ya que éste les impone la misma pendiente. Sin embargo, aunque HKW utilizan una muestra muy similar a Campbell, obtienen λ_k no significativos, un valor para b_m de 1.44, aunque no significativo, y el contraste de Hansen se rechaza y con el menor p-valor de los tres modelos estimados. Estas diferencias podrían deberse a la distinta frecuencia de los datos o la construcción de las carteras.

Podemos buscar una explicación a valores tan altos en las estimaciones del coeficiente de aversión relativa al riesgo con respecto a las procedentes de otros modelos con datos españoles. Para ello vamos a analizar las fuentes de riesgo del modelo de Campbell, que son: la covarianza con la rentabilidad de un índice del mercado (σ_{im}) y la covarianza con la previsión de la rentabilidad de este índice en el futuro (σ_{ih}), medida como la combinación ponderada de las covarianzas con los factores que pueden predecir tal índice. Retomemos la ecuación para la prima por riesgo del modelo de Campbell homocedástico:

$$E_t(r_{i,t+1}) - r_{f,t+1} = -\frac{\sigma_i^2}{2} + \gamma\sigma_{im} + (\gamma - 1)\sigma_{ih} \quad [10]$$

Reordenando la expresión anterior:

$$E_t(r_{i,t+1}) - r_{f,t+1} + \frac{\sigma_i^2}{2} + \sigma_{ih} = \gamma(\sigma_{im} + \sigma_{ih})$$

Como vemos, la prima por riesgo viene explicada por el producto del coeficiente de aversión al riesgo y las dos fuentes de riesgo. De esta forma cuanto mayor sea σ_{ih} , menor será el valor necesario para γ para que los datos se ajusten al modelo. Pues bien, en la tabla 8 aparecen los valores de γ implicados por los datos y las estimaciones de las covarianzas, dadas las estimaciones del VAR del modelo 3 de la tabla 8, de forma que la expresión (10) se cumpla.

Como podemos observar en la primera fila de la tabla 8, la covarianza de la rentabilidad con las expectativas de la rentabilidad futura es negativa ($\sigma_{ih} = -0.003914$) y de magnitud similar a la covarianza con la rentabilidad del mercado ($\sigma_{im} = 0.005046$), la suma de ambas es un valor pequeño y el coeficiente de aversión al riesgo calculado con la expresión (10) es 10.5. Lo mismo ocurre con cada una de las diez carteras utilizadas en el trabajo: sus covarianzas con las previsiones de la rentabilidad futura son negativas y además, cuanto mayor es σ_{im} (esto es a menor tamaño de la cartera como ocurre con su rentabilidad), mayor es σ_{ih} en valor absoluto. De hecho, si no consideráramos el segundo factor de riesgo del modelo ($\sigma_{ih} = 0$) y sólo la covarianza con el mercado se tuviese en cuenta para la explicación de la prima, el coeficiente implicado tomaría el valor de 3.14, muy similar a los estimados en las referencias literarias españolas citadas antes.

Por subperiodos los resultados no son muy diferentes. En ninguno de los casos se rechazan las restricciones de sobreidentificación del modelo, pero ahora con menores p-valores (entre 29 y 60%) a pesar de que el número de observaciones es aproximadamente la mitad. Las pendientes de los factores BM y DY siguen siendo significativas en el modelo sin restricciones, y la estimación del coeficiente de aversión relativa al riesgo está en torno a 16 en el primer subperiodo y a 4 en el segundo, tanto si se supone homocedasticidad como si no. Esta diferencia entre las dos submuestras confirma la inestabilidad del coeficiente encontrada por Alonso, Rubio y Tusell, y su valor decreciente en el tiempo.

La tabla 9 recoge los resultados de las estimaciones cuando el VAR está formado por Rm, BM y ET.

TABLA 8: Ajuste de la prima y coeficiente de aversión relativa al riesgo

	$E(r_{i,t+1} - r_{f,t+1})$	σ_i^2	σ_{im}	σ_{ih}	γ
Mercado	1.3192	0.5258	0.5046	-0.3914	10.517
Cartera1	1.4699	1.3366	0.6980	-0.5418	10.217
Cartera2	1.6697	0.7295	0.5244	-0.3979	12.935
Cartera3	1.1307	0.8074	0.5635	-0.4200	7.767
Cartera4	1.8244	0.6430	0.4895	-0.3799	16.117
Cartera5	1.2876	0.5913	0.4860	-0.3972	13.366
Cartera6	1.2654	0.5483	0.4641	-0.3629	11.626
Cartera7	1.0594	0.6580	0.4977	-0.3653	7.728
Cartera8	1.0830	0.6261	0.5026	-0.3658	7.535
Cartera9	0.7582	0.4899	0.4301	-0.3507	8.223
Cartera10	0.8232	0.4310	0.3833	-0.3241	12.072

Los cálculos se basan en 203 observaciones mensuales (2:1982 a 12:1998) de 11 activos: un índice equiponderado del mercado, en la primera fila, y las diez carteras de tamaño. En las columnas 2 y 3 están la media de la diferencia entre la rentabilidad de cada cartera y el activo libre de riesgo (prima por riesgo) y su varianza, respectivamente. En la columna 4 está la covarianza de la rentabilidad de cada activo con el residuo correspondiente a la ecuación del VAR para el mercado, y en la 5 el promedio ponderado de las covarianzas de la rentabilidad de cada activo con todos los residuos del VAR:

$$\sigma_{im} = Cov(r_{i,t+1}, w_{1,t+1}) \quad \sigma_{ih} = \sum_{k=1}^K \lambda_k Cov(r_{i,t+1}, w_{k,t+1})$$

Los residuos se calculan a partir de las estimaciones del VAR del modelo 3 de la tabla 5. Por último, en la columna 6 se presenta el valor del coeficiente de aversión relativa al riesgo que, dados los resultados de las columnas anteriores, hace que se cumpla el modelo de Campbell bajo homocedasticidad (ecuación 29).

$$\gamma = \frac{E(r_{i,t+1} - r_{f,t+1}) + \sigma_i^2 / 2 + \sigma_{ih}}{\sigma_{im} + \sigma_{ih}}$$

Los parámetros del modelo 1 reflejan, como en la tabla 8, que BM es un factor claramente significativo con pendiente negativa y el mercado no es relevante en la explicación de las rentabilidades de las carteras. En cuanto al nuevo factor considerado (ET), presenta significatividad parcial, puesto que sólo en el primer subperiodo tiene capacidad explicativa en el modelo sin restringir y su relación con la rentabilidad de las carteras es positiva. En línea con este resultado está el trabajo de Campbell, en el que la estructura de los tipos de interés es una variable con precio positivo pero sólo significativo con datos mensuales al estimar el modelo sin restricciones. Cuando se estima el modelo 2, tanto el parámetro del mercado como el de la combinación de factores son significativos, así como las ponderaciones de cada factor. De nuevo, se cumplen las restricciones que dan paso a los modelo 2 y 3. En esta tabla, la estimación del coeficiente de aversión al riesgo es 10.7, sin suponer homocedasticidad, y 11.7 suponiéndolo. Los subperiodos corroboran la inestabilidad de este parámetro en el tiempo. El contraste de sobreidentificación no rechaza ninguno de los modelos, aunque el de mayor p-valor, como en la tabla 7, es el modelo 1.

TABLA 9: Estimación conjunta MGM del VAR con tres factores y las ecuaciones para las diez carteras.

	Modelo 1			Modelo 2			Modelo 3		
	Rm	BM	ET	Rm	BM	ET	Rm	BM	ET
Rm	0.21450* (3.35)	0.00949 (1.64)	-3.3973 (-1.11)	0.08221* (2.07)	0.01012* (2.76)	-3.2028* (-2.16)	0.08284* (2.10)	0.01013* (2.96)	-2.8877** (-1.90)
BM	-0.7723* (-16.18)	0.99281* (161.86)	6.83246* (3.32)	-0.8256* (-15.32)	0.99910* (147.96)	10.3406* (2.95)	-0.8161* (-15.14)	1.0075* (305.99)	7.81967* (2.75)
ET	3.672-5 (0.15)	1.617-5 (0.42)	0.96125* (51.96)	3.963-4 (1.23)	1.466-5 (0.33)	0.93512* (25.16)	2.14944-4 (0.70)	4.5091-5 (1.13)	0.92428* (23.78)
λ	-0.0954 (-0.48)	0.3762* (2.05)	-9.3783 (-0.24)	-0.3081** (-1.70)	0.4633* (2.36)	32.127* (2.21)	-0.6299* (-6.91)	0.9370* (6.80)	60.219* (4.19)
	b₁	b₂	b₃	b_m	b_{sc}		b_m		
	-0.00591 (0.00)	-144.373* (-6.01)	1754.72 (0.90)	10.687* (3.89)	21.192* (2.30)		11.786* (4.85)		
X²	H(37)=28.82 [0.83]			H(38)=32.40 [0.73]			H(39)=33.76 [0.71]		
X²	$H_0: b_2 / \lambda_2 = b_3 / \lambda_3$ W(1)=0.0621 [0.94]			$H_0: b_{sc} = b_m - 1$ W(1)=0.0038 [0.95]					

Modelo 1: $R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_1(w_{1,t+1}r_{i,t+1}) + b_2(w_{2,t+1}r_{i,t+1}) + b_3(w_{3,t+1}r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, \dots, 10$

Modelo 2: $R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_m(w_{1,t+1}r_{i,t+1}) + b_{sc} \sum_{k=1}^3 (\lambda_k w_{k,t+1}r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, \dots, 10$

Modelo 3: $R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_m(w_{1,t+1}r_{i,t+1}) + (b_m - 1) \sum_{k=1}^3 (\lambda_k w_{k,t+1}r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, \dots, 10$

Los resultados se basan en 203 observaciones mensuales (2:1982 a 12:1998). En la parte superior de la tabla se presentan las estimaciones, y sus correspondientes estadísticos t de significatividad individual entre paréntesis, de los parámetros del VAR con tres factores: rentabilidad de un índice equiponderado del mercado (Rm), el cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice (BM) y un término de estructura para los tipos de interés medido como la diferencia entre la rentabilidad de los tipos a largo y la de los tipos a corto plazo (ET). Justo debajo aparecen los pesos de cada factor calculados como combinación de todas las pendientes de ese factor en cada ecuación del VAR (λ). A continuación, se presentan las estimaciones de los parámetros de uno de los tres modelos para las carteras, con sus estadísticos t también entre paréntesis. * indica significatividad al 5% y ** al 10%. En las dos últimas filas están los resultados de dos contrastes chi-cuadrado: H es el estadístico de Hansen(1982) para el contraste de sobreidentificación del modelo y W es el contraste de Wald de la restricción indicada sobre los parámetros del modelo al que corresponde. En ambos casos, al lado de la letra que denota al estadístico aparecen los grados de libertad y al lado del valor del mismo su p-valor, entre corchetes.

TABLA 10: Estimación conjunta MGM del VAR con cuatro factores y las ecuaciones para las diez carteras

	Modelo 1				Modelo 2				Modelo 3			
	Rm	BM	DY	ET	Rm	BM	DY	ET	Rm	BM	DY	ET
Rm	0.1798* (2.80)	0.01007 (0.97)	-0.5395 (-1.04)	0.9062 (0.32)	0.14234* (3.12)	-0.00043 (-0.06)	0.21707 (0.68)	-0.00821 (-0.01)	0.0751* (2.05)	0.0190* (3.14)	-0.3913 (-1.27)	-2.4240 (-1.60)
BM	-0.8331* (-19.60)	0.95865* (75.14)	0.38447 (0.89)	9.5617* (4.35)	-0.873* (-17.52)	0.95716* (70.36)	1.13246* (2.37)	11.5185* (4.86)	-0.7980* (-16.79)	0.9922* (97.19)	0.7436 (1.61)	5.2205* (2.17)
DY	-0.0307* (-11.10)	-4.2-5 (-0.07)	0.97506* (40.76)	0.24382* (2.25)	-0.0368* (-14.08)	8.773-4 (1.35)	0.93212* (37.67)	0.42996* (4.20)	-0.0344* (-12.99)	0.0014** (1.99)	0.9501* (37.91)	0.0562 (0.53)
ET	-1.54-4 (-0.61)	9.13-5 (1.20)	0.00148 (0.44)	0.93021* (55.37)	4.66*-4 (2.16)	-3.0-6 (-0.05)	0.00119 (0.39)	0.99219* (100.04)	0.0002 (0.69)	0.0001 (0.78)	-0.0030 (-0.48)	0.9369* (25.97)
λ	0.6247 (0.99)	0.2963 (0.67)	-19.142 (-0.71)	-4.2630 (-0.09)	-0.0519 (-0.26)	0.0645 (0.64)	5.2009 (0.97)	128.945 (1.01)	-0.6639 (-1.14)	0.7049 (0.80)	4.2047 (0.91)	39.5948 (0.17)
	B₁	b₂	b₃	b₄	b_m	b_{sc}						
	0.00238 (0.00)	-31.059* (-7.33)	615.12* (5.29)	94.45 (0.20)	6.610 (1.62)	24.252 (1.09)						
X²	H(46)=32.10 [0.94]				H(48)=38.91 [0.82]				H(49)=42.53 [0.73]			
X²	$H_0: b_2/\lambda_2 = b_3/\lambda_3 = b_4/\lambda_4$ W(2)=0.4122 [0.81]				$H_0: b_{sc} = b_m - 1$ W(1)=0.555 [0.45]							

Modelo 1: $R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_1(w_{1,t+1}r_{i,t+1}) + b_2(w_{2,t+1}r_{i,t+1}) + b_3(w_{3,t+1}r_{i,t+1}) + b_4(w_{4,t+1}r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, \dots, 10$

Modelo 2: $R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_m(w_{1,t+1}r_{i,t+1}) + b_{sc} \sum_{k=1}^4 (\lambda_k w_{k,t+1}r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, \dots, 10$

Modelo 3: $R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_m(w_{1,t+1}r_{i,t+1}) + (b_m - 1) \sum_{k=1}^4 (\lambda_k w_{k,t+1}r_{i,t+1}) + v_{i,t+1} \quad \forall i = 1, \dots, 10$

Los resultados se basan en 203 observaciones mensuales (2:1982 a 12:1998). En la parte superior de la tabla se presentan las estimaciones, y sus correspondientes estadísticos t de significatividad individual entre paréntesis, de los parámetros del VAR con cuatro factores: rentabilidad de un índice equiponderado del mercado (Rm), el cociente entre el valor contable y el valor de mercado del índice (BM), la rentabilidad de los dividendos del índice (DY) y un término de estructura para los tipos de interés medido como la diferencia entre la rentabilidad de los tipos a largo y la de los tipos a corto plazo (ET). Justo debajo aparecen los pesos de cada factor calculados como combinación de todas las pendientes de ese factor en cada ecuación del VAR (λ). A continuación, se presentan las estimaciones de los parámetros de uno de los tres modelos para las carteras, con sus estadísticos t también entre paréntesis. * indica significatividad al 5% y ** al 10%. En las dos últimas filas están los resultados de dos contrastes chi-cuadrado: H es el estadístico de Hansen(1982) para el contraste de sobreidentificación del modelo y W es el contraste de Wald de la restricción indicada sobre los parámetros del modelo al que corresponde. En ambos casos, al lado de la letra que denota al estadístico aparecen los grados de libertad entre paréntesis y al lado del resultado su p-valor, entre corchetes.

Por último, en la tabla 10, se analiza el caso en el que el VAR es de dimensión cuatro: R_m , BM , DY y ET . Los resultados son consistentes con los obtenidos en las tablas anteriores. En el modelo 1, podemos ver que los únicos factores relevantes son BM , con signo negativo, y DY , con signo positivo, si estiman sus pendientes sin imponer condiciones. En el modelo de dos factores ninguno es significativo, y al suponer homocedasticidad se obtiene una estimación para el coeficiente de aversión relativa al riesgo de 13 y significativa. En los subperiodos, este parámetro pasa de 11 a 1, aunque en el segundo no es significativo.

Resumiendo todo lo anterior, parece claro que el modelo estudiado en este capítulo tiene un buen comportamiento aplicado al mercado español. Los altos p-valores del contraste de Hansen obtenidos tanto en el modelo sin restringir como en el de Campbell, indican que un modelo que considere factores adicionales al mercado, y distintos del consumo, consigue ajustarse relativamente mejor a los datos del mercado de capitales de este país. Y esto es así aunque la relación entre estos factores y las rentabilidades sea negativa, como ocurre con el ratio valor contable-valor de mercado, que es el de mayor relevancia en este estudio, tanto por su poder predictor de la rentabilidad del mercado como por su capacidad explicativa para la rentabilidad de las carteras. Y, además, es el culpable de que las rentabilidades se muevan inversamente a las expectativas sobre el comportamiento futuro del mercado.

Sin embargo, tampoco debemos olvidar la contribución de la rentabilidad de los dividendos, aunque pueda parecer que su aportación se debe al vínculo que mantiene con BM , puesto que, como veíamos en la tabla 3, su facultad para predecir la rentabilidad del mercado desaparecía cuando no iba acompañada por el ratio. En este sentido, se realiza una última estimación con doble propósito: por un lado, consolidar la conclusión sobre la importante información que BM aporta en la determinación de la rentabilidad, y por otro, comprobar si la significatividad de DY observada en las tablas anteriores se debe a la presencia de BM . Para ello, se repite la estimación del modelo 1 de la tabla 7 pero ahora sin incluir BM . Los resultados se encuentran en la tabla 11.

Si comparamos los resultados de esta tabla con los de la tabla 7, en principio podemos observar que la significatividad del retardo de DY al explicarse a sí misma en el VAR es mucho mayor que cuando también se incluye BM . Si nos fijamos en los parámetros del modelo para la rentabilidad de las carteras, vemos que DY mantiene su significatividad, aunque su importancia es algo menor que antes, al contrario que ocurre con la rentabilidad del mercado. En cuanto al comportamiento del modelo, a pesar de que los niveles de significatividad son altos, tanto para los parámetros del VAR como para los del modelo, el contraste de especificación del mismo ofrece, en este caso, un p-valor mucho menor al que se obtiene cuando BM también forma parte de los factores considerados.

TABLA 11: Estimación MGM

Modelo 1		
	Rm	DY
Rm	0.13852* (2.86)	0.13641 (1.21)
DY	-0.0336* (-11.80)	1.01125* (87.11)
λ	-0.499 (-0.55)	17.159 (0.73)
	b₁	b₂
	6.350* (4.96)	140.417* (2.70)
X²	H(28)=28.94 [0.41]	
Modelo 1: $R_{i,t+1} - R_{f,t+1} = b_1(w_{1,t+1}r_{i,t+1}) + b_2(w_{2,t+1}r_{i,t+1}) + v_{i,t+1}$		

7. Conclusiones.

Este trabajo consiste en un estudio empírico, basado en datos del mercado bursátil español, que abarca dos de los temas de investigación más extendidos en la literatura financiera: la búsqueda de variables que puedan predecir la rentabilidad agregada de los activos y el análisis de modelos factoriales de valoración de activos. El modelo objeto de estudio se basa en el propuesto por Campbell (1993). El autor desarrolló un modelo de valoración intertemporal de activos que no utiliza datos de consumo, mediante la sustitución de las innovaciones en esta variable por innovaciones en otras que puedan ser útiles en la predicción de la rentabilidad de la riqueza invertida. Este fundamento origina un modelo multifactorial cuyos factores explícitos son la rentabilidad del mercado y las demás variables que se suponen capaces de predecirla, mediante el cual se analiza conjuntamente el comportamiento de modelo y el poder predictivo de las mismas.

En este estudio, se examina el modelo multifactorial antes citado, en el que los precios de los factores se estiman libremente, y dos versiones restringidas del mismo: el modelo de Campbell de dos factores, que surge por la imposición de condiciones sobre los precios en el modelo sin restringir, y el modelo de Campbell de un factor, que, además, impone homocedasticidad en las variables. Pero antes de analizar la bondad del ajuste de estos modelos a los datos españoles, se realiza una primera prueba con el fin de comprobar si los factores utilizados aquí cumplen la condición requerida, esto es, contienen información sobre la rentabilidad futura.

Los factores de riesgo utilizados para explicar las variaciones en serie temporal y sección cruzada de la rentabilidad de diez carteras de capitalización en el periodo de enero de 1982 a diciembre de 1998 son, además de la rentabilidad de un índice del mercado, un agregado de la rentabilidad de los dividendos, el ratio agregado valor contable-valor de mercado y un término de estructura temporal de tipos de interés. En lo que se refiere al análisis de predicción, obtenemos que las variables que contienen información relevante sobre la rentabilidad futura son la rentabilidad de los dividendos y el ratio valor contable-valor de mercado, siempre que sean consideradas conjuntamente y con resultados más rotundos cuando se utiliza un índice equiponderado de la rentabilidad de los activos de la muestra y para la segunda mitad del periodo muestral. Este resultado es una premisa de lo que ocurrirá al contrastar los modelos multifactoriales.

Como se ha mencionado antes, se estiman por MGM un modelo de factores sin restricciones sobre sus precios y los modelos de dos y un factor de Campbell. Se emplean tres conjuntos de factores: R_m , BM y DY ; R_m , BM y ET ; R_m , BM , DY y ET . En términos generales, los resultados indican un buen comportamiento de estos modelos con factores explícitos; se obtienen estimaciones significativas tanto para los parámetros del vector autorregresivo que describe el proceso de los factores como para los parámetros del modelo para las diez carteras, además de altos p-valores en el contraste de Hansen (1982) para la bondad del ajuste. Un contraste de Wald sobre los parámetros del modelo sin restringir indica que los modelos restringidos también ofrecen buen comportamiento, si bien, es el modelo que no impone estructura sobre los precios de los factores el que presenta mayores p-valores en el contraste de especificación del modelo.

En el análisis por conjuntos de factores, se observa que la covarianza entre las innovaciones en BM y la rentabilidad es un factor siempre significativo, independientemente de la combinación considerada; DY también presenta poder explicativo en las variaciones de la rentabilidad y ET no contiene información relevante. El conjunto de factores que mejor funciona es el que contiene R_m , BM y DY , como era de esperar dados los resultados en la prueba de predicción. Altos dividendos están asociados a buenas oportunidades de inversión futura y las carteras que covarían positivamente con DY presentan alta rentabilidad esperada. Al contrario ocurre con el ratio BM , para el que se obtiene que las carteras que covarían negativamente con esta variable tendrán alta rentabilidad esperada. Concluir que esta relación es inversa a la lógica y a la obtenida con datos de otros países es algo precipitado. Primero, los resultados obtenidos con datos del periodo muestral total se deben, en gran medida, a los obtenidos en la segunda mitad de la muestra, en la que las relaciones entre las variables son significativamente más fuertes. Segundo, este subperiodo, comprendido entre junio de 1990 y diciembre de 1998, abarca una etapa de transición económica de este país, en la que las

variables se encuentran en fase de adaptación. Será necesario esperar algún tiempo para poder extraer conclusiones sobre las relaciones entre las variables. En cualquier caso, la rentabilidad del mercado y el consumo son variables medidas imperfectamente y parece necesario desarrollar modelos más completos que incorporen otros factores que nos ayuden a comprender mejor las variaciones en la rentabilidad de los activos. La utilización de variables como la rentabilidad de los dividendos o el ratio valor contable-valor de mercado constituye una aportación en este sentido.

Referencias bibliográficas

- Alonso, A., G. Rubio y F. Tusell (1988), “Estimación del coeficiente de Aversión Relativa al Riesgo: Propiedades Asintóticas de un Estimador Generalizado de Momentos”. *Revista Española de Economía*, 1, pp. 105-118.
- Alonso, A., G. Rubio y F. Tusell (1990), “Asset Pricing and Risk Aversion in the Spanish Stock Market”. *Journal of Banking and Finance*, 14, pp. 351-369.
- Black, F., M. Jensen y M. Scholes (1972), "The Capital Asset Pricing Model: Some Empirical Tests". En *Studies in the Theory of Capital Markets*, New York, Praeger Publishers, pp. 79-121.
- Breeden, D.T. (1979), “An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities”. *Journal of Financial Economics*, 7, pp. 265-269.
- Campbell, J. (1991), "A Variance Decomposition for Stock Returns". *Economic Journal*, 101, pp. 157-179.
- Campbell, J. (1993), “Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data”. *American Economic Review*, 83, pp. 487-512.
- Campbell, J. (1996), “Understanding Risk and Return”. *Journal of Political Economy*, 104, pp. 298-345.
- Campbell, J. y R.J. Shiller (1988), “The dividend Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors”. *Review of Financial Studies*, 1, pp. 195-228.
- Chan, L.K.C., Narasimhan Jegadeesh y Josef Lakonishok (1995), “Evaluating the Performance of Value Versus Glamour Stocks: The Impact of Selection Bias”. *Journal of Financial Economics*, 38, pp. 269-296.
- Davis, J.L. (1994), “The Cross-section of Realized Stock Return: The Pre-COMPUSTAT Evidence”. *Journal of Finance*, 49, pp. 1579-1593.
- Epstein, L. y S.E. Zin (1989), “Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A Theoretical Framework”. *Econometrica*, 75, pp. 937-968.

- Epstein, L. y S.E. Zin (1991), "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Investigation". *Journal of Political Economy*, 99, pp. 263-286.
- Fama, E. y J.D. MacBeth (1973), "Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests". *Journal of Political Economy*, 81, pp. 607-636.
- Fama, E.F. (1991), "Efficient Capital Markets: II". *Journal of Finance*, 46, pp.1575-1617.
- Fama, E.F. y K.R. French (1988a), "Dividend Yields and Expected Stock Returns". *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 3-25.
- Fama, E.F. y K.R. French (1989), "Business Condition and Expected Returns on Stocks and Bonds". *Journal of financial Economics*, 25, pp. 23-49.
- Fama, E.F. y K.R. French (1992), "The Cross-section of Expected Returns". *Journal of Finance*, 47, pp. 427-465.
- Fama, E.F. y K.R. French (1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds". *Journal of Financial Economics*, 33, pp. 3-56.
- Gibbons, M. (1982), "Multivariate Tests of Financial Models: A New Approach". *Journal of Financial Economics*, 10, pp. 3-27.
- Hansen, L. (1982), "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica*, 50, pp. 1029-1054.
- Hansen, L. y K. Singleton (1982), "Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectation Models", *Econometrica*, 50, pp. 1269-1288.
- Hansen, L. y K. Singleton (1983), "Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of asset Returns". *Journal of Political Economy*, 91, pp. 249-265.
- Hardouvelis, G., D. Kim y T.A. Wizman (1996), "Asset Pricing Models with and whitout Consumption Data. An Empirical Evaluation". *Journal of Empirical Finance*, 3, pp. 267-301.

- Kendall, M.G. (1954), "Note on Bias in Estimation of Auto-correlation". *Biometrika*, 41, pp. 403-404.
- Kothari, S.P. y J. Shanken (1997), "Book-to-Market, Dividend Yield, and Expected Market Returns: A Time-Series Analysis". *Journal of Financial Economics*, 44, pp. 169-203.
- Kothari, S.P., J. Shanken y R.G. Sloan (1995), "Another Look at the Cross-section of Expected Returns". *Journal of Finance*, 50, pp. 185-224.
- Lewellen, J. (1999), "The Time-series Relations Among Expected Return, Risk, and Book-to-market". *Journal of Financial Economics*, 54, pp. 5-43.
- Lintner, J. (1965), "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets". *Review of Economics and Statistics*, 47, pp. 13-37.
- Lucas, R. (1978), "Asset Prices in a exchange Economy". *Econometrica*, 46, pp. 1429-1446.
- Luttmer, E. (1996), "Asset Pricing in Economies with Frictions". *Econometrica*, 64, pp. 1439-1467.
- Mankiw, N. y S. Zeldes (1991), "The Consumption of stockholders and nonstockholders". *Journal of Financial Economics*, 29, pp. 97-112.
- Mankiw, N.G. y M.D. Shapiro (1986), "Do we reject too often? Small sample properties of tests of rational expectations models". *Economic Letters*, 20, pp. 139-145.
- Merha, R. y E.C. Prescott (1985), "The Equity Premium. A puzzle". *Journal of Monetary Economics*, 15, pp. 145-161.
- Merton, R. (1973), "An Intertemporal Asset Pricing Model". *Econometrica*, 41, pp. 867-887.
- Nelson, C.R. y M.J. Kim (1993), "Predictable Stock Returns: The Role of Small Sample Bias". *Journal of Finance*, 48, pp. 641-661.
- Pontiff, J. y L.D. Schall (1998), "Book-to-market Ratios as predictors of Market Return". *Journal of Financial Economics*, 49, pp. 141-160.

- Rodríguez, R. (1998), "Actividad Económica y Valoración de Activos Financieros". *Universidad Carlos III de Madrid, Tesis Doctoral*.
- Ross, S.A. (1976), "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing". *Journal of Economy Theory*, 13, pp. 341-360.
- Rubinstein, M. (1976), "The Valuation of Uncertain Income Streams and the Pricing of Options". *Bell Journal of Economics*, 7, pp. 407-425.
- Rubio, E. (1996), "Testing the CCAPM on Spanish Data: A New Approach". *CEMFI, WP* 9603.
- Rubio, G. (1988), "Further International Evidence on Asset Pricing: The Case of the Spanish Capital Market", *Journal of Banking and Finance*, 12, pp. 221-242.
- Shanken, J. (1985). "Multivariate Tests of the Zero-Beta CAPM", *Journal of Financial Economics* 14, pp. 327-348.
- Sharpe, W. (1964), "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk". *Journal of Finance*, 19, pp. 425-442.
- Shiller, R.J. (1984), "Stock Prices and Social Dynamics". *Brooking Papers on Economic Activity* 2, pp. 457-498.
- Stambaugh, R.F. (1986), "Bias in Regressions with Lagged Stochastic Regressors". *University of Chicago, IL. Unpublished manuscript paper*.
- Stambaugh, R.F. (1999), "Predictive Regressions". *Journal of Financial Economics*, 54, pp. 375-421.
- Weil, P. (1989), "The equity Premium Puzzle and the Risk-Free Rate Puzzle". *Journal of Monetary Economics*, 24, pp. 401-421.